

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

SAULO JORGE TÉO

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO DE ÁRVORE INDIVIDUAL
INDEPENDENTE DA DISTÂNCIA, PARA *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO
OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA**

CURITIBA
2017

SAULO JORGE TÉO

**MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO DE ÁRVORE INDIVIDUAL
INDEPENDENTE DA DISTÂNCIA, PARA *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO
OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA**

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Doutor em Engenharia Florestal, no Curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Co-orientadores: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho
Profª. Dra. Maria Margarida
Branco de Brito Tavares Tomé

CURITIBA
2017

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Téo, Saulo Jorge

Modelagem do crescimento e produção de árvore individual independente da distância, para *Pinus taeda* L., na região meio oeste do estado de Santa Catarina / Saulo Jorge Téo. – Curitiba, 2017.
272 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Coorientadores: Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho

Prof.^a Dr.^a Maria Margarida Branco de Brito Tavares Tomé

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 29/03/2017.
Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Povoamento florestal – Santa Catarina. 2. Árvores – Crescimento. 3. *Pinus taeda*. 4. Troncos (Botânica) – Medição. 5. Produtividade florestal. 6. Teses. I. Machado, Sebastião do Amaral. II. Figueiredo Filho, Afonso. III. Tomé, Maria Margarida Branco de Brito Tavares. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.524(816.4)



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
Setor CIÊNCIAS AGRÁRIAS
Programa de Pós-Graduação ENGENHARIA FLORESTAL

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **SAULO JORGE TEO** intitulada: **MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO DE ÁRVORE INDIVIDUAL INDEPENDENTE DA DISTÂNCIA, PARA *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA**, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua aprovação.

Curitiba, 29 de Março de 2017.

SEBASTIÃO DO AMARAL MACHADO
Presidente da Banca Examinadora (UFPR)

MARIA AUGUSTA DOETZER ROSOT
Avaliador Externo (EMBRAPA)

EDILSON BATISTA DE OLIVEIRA
Avaliador Externo (EMBRAPA)

SYLVIO PELLICO NETTO
Avaliador Interno (UFPR)

RODRIGO GERONI MENDES NASCIMENTO
Avaliador Externo (UNICENTRO)



Ao meu sobrinho, Ricardo Antonio Téó De Marco,

Dedico

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Professor Sebastião do Amaral Machado, pela dedicada orientação deste e muitos outros trabalhos científicos, pelo grande exemplo de excelência na profissão de Engenheiro Florestal, não só para mim, mas para muitos outros Engenheiros Florestais do Brasil.

À minha co-orientadora, Professora Margarida Tomé, pela atenciosa orientação, pelos grandes ensinamentos sobre modelação do crescimento e produção florestal, que muito contribuíram para este trabalho e para minha formação profissional.

Ao meu co-orientador, Professor Afonso Figueiredo Filho, pela cuidadosa orientação, pelas pertinentes contribuições, sempre visando a melhor qualidade deste trabalho.

À Pesquisadora Paula Soares, pelos ensinamentos e contribuições feitas neste trabalho.

Ao Professor Décio José de Figueiredo, pelos momentos extraordinários no Laboratório de Dendrometria da Universidade Federal do Paraná e pela sincera amizade.

Aos grandes amigos do Laboratório de Dendrometria: Edilson Urbano, Rafael Rode, Marco Aurélio Figura, Luís César Rodrigues da Silva, Alan Lessa Derci Augustynczick, Rodrigo Geroni Mendes Nascimento, Eder Pereira Miguel, Caroline Menegazzo, Angelo Alberto Pacheco dos Santos, Bruno Henrique Czelusniak, Naiara Teodoro Zamin, Luiza Maria Teophilo Aparecido, Yuri Accioly, Mayara Antunes e Mateus Sanquetta.

Aos professores, funcionários e estudantes do curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, por fazer deste o melhor curso do país.

Ao grupo de pesquisa *ForChange – Forest ecosystem management under global change*, do Instituto Superior de Agronomia, da Universidade de Lisboa, coordenado pela Professora Margarida Tomé. A todos os seus excelentes pesquisadores, colaboradores e estudantes, especialmente: Andrea Teixeira, Luis Fontes, Susete Marques, Susana Barreiro, Brigitte Roxo Botequim, Joana Amaral Paulo, Paulo Firmino, Paulo A. L. Henrique, Catarina Tavares, João H. N. Palma, Tânia Sofia Oliveira, João E. P. Silva, Alexandra Nunes, João Rua, Juan Guerra-

Hernandez, Marco Marto, Josep Crous-Duran, João P. A. Freire e Sónia P. Faias, que me acolheram de maneira muito amorosa e gentil.

Aos amigos portugueses Marlene Marques e Pedro Vilas Boas Marques, pelo carinho, amizade e por me apresentar ao seu maravilhoso país, e fazer sentir-me um pouco “portuga”.

À minha grande amiga Sybelle Barreira, minha companheira de viagens, passeios e aventuras em terras lusas, por ter tornado minha estadia em Lisboa mais espiritual, cultural e bela.

À minha mãe, Alzira Suzin e à Gabriela Luzzatto por amenizar a saudade de todos enquanto estava longe. Ao meu pai, Genesio Téó, minha irmã Jucielly Carla Téó e Ricardo Antonio De Marco.

Ao Instituto Superior de Agronomia da Universidade de Lisboa, especialmente ao Centro de Estudos Florestais (CEF), pela disponibilidade de sua estrutura, zelo e dedicação de seus estudantes, funcionários, pesquisadores e professores.

À Universidade do Oeste de Santa Catarina – UNOESC, Campus de Xanxerê, pela licença parcial e auxílio transporte parcial para cursar as disciplinas do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, da Universidade Federal do Paraná e pela licença por período de seis meses, para cumprir as atividades do Doutorado Sanduíche, no Instituto Superior de Agronomia, da Universidade de Lisboa, em Lisboa, Portugal.

À Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., principalmente na pessoa de seu presidente, Augusto Antônio Francio, seu diretor florestal, Fábio Parisotto, o engenheiro florestal e meu grande amigo, Reinaldo Hoinacki da Costa, os engenheiros Elias Francio e Sanny Batista e o técnico florestal, Alex Sandro Cavalheiro, por ter disponibilizado a maior parte dos dados para a realização desta tese e acreditado em mim desde o início de minha carreira de professor e pesquisador.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, pelo auxílio financeiro que oportunizou a realização das atividades do projeto de Doutorado Sanduíche, no Instituto Superior de Agronomia, da Universidade de Lisboa, em Lisboa, Portugal.

Em meio a tantas equações, há uma importante:

$$\text{Felicidade} = \text{realidade} - \text{expectativa}$$

RESUMO GERAL

O objetivo desta tese foi desenvolver um modelo para predição do crescimento e produção florestal, fundamentado no crescimento individual das árvores, para plantios desbastados e não desbastados de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina. Para tanto, foi gerado um conjunto de submodelos: I) iniciou-se com uma função de crescimento em altura dominante, utilizando a abordagem da diferença algébrica (ADA), para a construção de curvas de índice de sítio; II) modelagem para predição anual da sobrevivência de árvores individuais, considerando inicialmente somente a mortalidade regular e depois a mortalidade regular e irregular, incluindo árvores com danos causados pelo macaco-prego (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809), por meio de modelos logísticos; III) modelo do crescimento em diâmetro à altura do peito de árvores individuais, independente da distância, testando equações diferenciais (ADA) para modelagem do diâmetro futuro (d_2) e as funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) para modelagem do incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d); IV) equação com atributos biológicos e aplicabilidade geral, para representar a relação hipsométrica de povoamentos de *Pinus taeda*; V) equações de volume e afilamento do tronco de *Pinus taeda*, com e sem casca, de aplicabilidade extensiva a diversas classes de idade. Quanto à análise das curvas de índice de sítio, a equação da diferença algébrica Hossfeld IV/McDill-Amateis_c foi selecionada para gerar curvas polimórficas com assíntota comum. Os modelos de sobrevivência ajustados apresentaram excelente qualidade de ajuste, baixo erro de classificação e boa consistência biológica, podendo ser utilizados para estimar a sobrevivência, em nível de árvore individual, para povoamentos de *Pinus taeda*. O modelo da abordagem da diferença algébrica de Lundqvist-Korf_A com seu parâmetro k função linear de variáveis do povoamento apresentou o melhor equilíbrio entre desempenho estatístico e realismo biológico, para estimativa do crescimento do diâmetro à altura do peito (d) de árvores individuais de *Pinus taeda*. A função de Harrison *et al.* (1986), com o coeficiente c função linear de variáveis do povoamento florestal, permitiu o desenvolvimento de uma equação de relação hipsométrica com bom desempenho estatístico, consistência biológica e aplicabilidade geral para povoamentos de *Pinus taeda*. O modelo de Schumacher e Hall, variando o coeficiente c conforme a idade, apresentou as estimativas de volume com casca mais precisas e com menor viés, enquanto este mesmo modelo variando o coeficiente b foi selecionado para estimativa do volume sem casca. O modelo de afilamento de Schöpfer apresentou o melhor desempenho para estimar os diâmetros com e sem casca, ao longo do fuste.

Palavras-chave: Funções de crescimento. Diferença algébrica. Curvas de sítio polimórficas. Sobrevivência de árvore individual. Mortalidade regular. Mortalidade irregular. Relação hipsométrica geral. Equação de volume. Equação de afilamento.

GENERAL ABSTRACT

The aim of this thesis was to develop a model for predicting forest growth and yield, based on individual growth of trees, of thinned and unthinned plantations of *Pinus taeda* L., in the Middle West region, Santa Catarina state, Brazil. For this purpose, a set of submodels was generated: I) It was started with a function for modeling dominant height growth, using the algebraic difference approach (ADA), aiming to build site index curves; II) modeling for the prediction of annual survival of individual trees, considering at first only the regular mortality and afterwards regular and irregular mortality, including trees presenting damage caused by capuchin monkeys (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809), by logistic models; III) diameter at breast height growth model of individual trees, distance independent, testing algebraic difference equations (ADA) for modeling the future diameter (d_2), and the Zeide's (1993) differential growth functions for modeling the current annual increment in diameter (CAI_d); IV) equation with biological attributes and general applicability, to represent the hypsometric relationship for *Pinus taeda* stands; V) volume equations and taper equations for *Pinus taeda*, inside and outside bark, with extensive applicability to several age classes. According to the analysis of the site index curves, the Hossfeld IV/McDill-Amateis_ c difference equation was selected to generate polymorphic curves with single asymptote. The fitted survival models presented excellent goodness of fit, low classification error and good biological consistency, and may be used to estimate individual tree survival for *Pinus taeda* stands. The algebraic difference approach equation of Lundqvist-Korf_ A with its k parameter as linear function of stand characteristics resulted in the best compromise between statistical performance and biological realism to estimate the diameter at breast height (d) growth of individual trees of *Pinus taeda*. The Harrison *et al.* (1986) function, with the parameter c linear function of forest stand variables, allowed the development of an equation of hypsometric relationship with good statistical performance, biological consistency and general applicability for stands of *Pinus taeda*. The Schumacher & Hall model with coefficient c linear function of the age presented the most precise and lowest bias estimates of outside bark volume, whereas this same model with coefficient b linear function of the age was selected to estimate inside bark volume. Schöpfer taper model presented the best performance to estimate the diameters inside and outside bark, throughout the stem.

Key-words: Growth functions. Algebraic difference. Polymorphic site curves. Individual tree survival. Regular mortality. Irregular mortality. General hypsometric relationship. Volume equation. Taper equation.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1-	CURVA DOSE-EFEITO UNIMODAL, DO EFEITO RELATIVO AO CRESCIMENTO DE ACORDO COM A AMPLITUDE ECOLÓGICA DE UM FATOR DE CRESCIMENTO EM PARTICULAR35
FIGURA 2-	CURVA DE PRODUÇÃO, COM VALORES ACUMULADOS DE UMA VARIÁVEL SOBRE A CORRESPONDENTE IDADE39
FIGURA 1.1-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF _{<i>i</i>} , RICHARDS _{<i>i</i>} E HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS _{<i>i</i>} PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.85
FIGURA 1.2-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF _{<i>i</i>} , RICHARDS _{<i>i</i>} e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS _{<i>i</i>} PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.86
FIGURA 1.3-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF _{<i>A</i>} , LUNDQVIST-KORF _{<i>k</i>} e LUNDQVIST-KORF _{<i>m</i>} , PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.88
FIGURA 1.4-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE RICHARDS _{<i>A</i>} , RICHARDS _{<i>k</i>} , RICHARDS _{<i>m</i>} e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS _{<i>c</i>} , PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.89
FIGURA 1.5-	CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO RESULTANTES DAS FUNÇÕES LUNDQVIST-KORF _{<i>i</i>} , RICHARDS _{<i>i</i>} e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS _{<i>i</i>} , PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA92

FIGURA 1.6-	CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO RESULTANTES DAS FUNÇÕES LUNDQVIST-KORF_ <i>A</i> , LUNDQVIST-KORF_ <i>k</i> , RICHARDS_ <i>A</i> , RICHARDS_ <i>k</i> , RICHARDS_ <i>m</i> e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_ <i>c</i> , PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	93
FIGURA 2.1-	SOBREVIVÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR, SOBRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO DE SOBREVIVÊNCIA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	121
FIGURA 2.2-	CURVA ROC PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	124
FIGURA 2.3-	CURVAS DE SENSIBILIDADE E ESPECIFICIDADE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	125
FIGURA 2.4-	SOBREVIVÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR, SOBRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO DE SOBREVIVÊNCIA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	127
FIGURA 2.5-	CURVA ROC PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	130
FIGURA 2.6-	CURVAS DE SENSIBILIDADE E ESPECIFICIDADE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	131

FIGURA 3.1-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF_A, LUNDQVIST-KORF_k, PARA ESTIMATIVA DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L.	159
FIGURA 3.2-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE RICHARDS_A, HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_c, PARA ESTIMATIVA DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L.	160
FIGURA 3.3-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE ZEIDE1, PARA ESTIMATIVA DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L.	163
FIGURA 3.4-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE ZEIDE2, PARA ESTIMATIVA DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L.	164
FIGURA 3.5-	SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L., POR MEIO DO MODELO DE LUNDQVIST-KORF_A_VAR_k, PARA DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO FLORESTAL (A), VALORES DE ÍNDICE DE COMPETIÇÃO (B) E DENSIDADE INICIAL (C)	166
FIGURA 3.6-	SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L., POR MEIO DO MODELO DE ZEIDE1_VAR_k, PARA DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO FLORESTAL (A), VALORES DE ÍNDICE DE COMPETIÇÃO (B) E DENSIDADE INICIAL (C)	167
FIGURA 3.7-	SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L., POR MEIO DO MODELO DE LUNDQVIST-KORF_A_VAR_k, PARA DIFERENTES INTENSIDADES DE DESBASTE (A) E NÚMERO DE DESBASTES (B)	170

FIGURA 3.8-	SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE <i>Pinus taeda</i> L., POR MEIO DO MODELO DE ZEIDE1_VAR_k, PARA DIFERENTES INTENSIDADES DE DESBASTE (A) E NÚMERO DE DESBASTES (B)171
FIGURA 4.1-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE HARRISON <i>et al.</i> (1986) COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO, PARA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA199
FIGURA 4.2-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE MICHAILOFF, PRODAN E STOFFELS E VAN SOEST COM O COEFICIENTE FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO, PARA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA200
FIGURA 4.3-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE E ÍNDICE DE SÍTIO, DO MODELO DE HARRISON_c, PARA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA202
FIGURA 4.4-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE COEFICIENTE DE VARIAÇÃO DOS DIÂMETROS E ÁREA BASAL, DO MODELO DE HARRISON_c, PARA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA203
FIGURA 4.5-	EFEITO DA IDADE E ÍNDICE DE SÍTIO SOBRE A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA, REPRESENTADA POR MEIO DO MODELO DE HARRISON_c, PARA <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA205

FIGURA 5.1-	A: ILUSTRAÇÃO DO CRITERION RD 1000. B: ILUSTRAÇÃO DO TRUPULSE 200B. C: ILUSTRAÇÃO DA UTILIZAÇÃO COMBINADA DO CRITERION RD 1000 E DO TRUPULSE 200B219
FIGURA 5.2-	A: ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES, AJUSTADO PELOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS. B: ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES, AJUSTADO PELOS MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA226
FIGURA 5.3-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA227
FIGURA 5.4-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA228
FIGURA 5.5-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES E COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA231
FIGURA 5.6-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA232

FIGURA 5.7-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER SIMPLES E COM OS COEFICIENTES a , b e c FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	235
FIGURA 5.8-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER COM OS COEFICIENTES f , g e m FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	236
FIGURA 5.9-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	238
FIGURA 5.10-	MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE ALTURA RELATIVA, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	238
FIGURA 5.11-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER SIMPLES E COM OS COEFICIENTES a e b FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	240
FIGURA 5.12-	ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER COM OS COEFICIENTES c , f , g e m FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	241

FIGURA 5.13- MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA243

FIGURA 5.14- MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE ALTURA RELATIVA, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA243

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1.1-	FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.	77
QUADRO 2.1-	ÍNDICES DE COMPETIÇÃO TESTADOS PARA QUANTIFICAR O ESTRESSE COMPETITIVO DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L.	115
QUADRO 3.1-	FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE <i>Pinus taeda</i> L., DA ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA	146
QUADRO 3.2-	ÍNDICES DE COMPETIÇÃO TESTADOS PARA QUANTIFICAR O ESTRESSE COMPETITIVO DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L.	152
QUADRO 4.1-	FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GERAL DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L.	190
QUADRO 5.1-	MODELOS DE VOLUME E AFILAMENTO TESTADOS PARA ESTIMATIVA DE VOLUME E DIÂMETROS, COM E SEM CASCA, DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L.	220

LISTA DE TABELAS

TABELA 1.1-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA76
TABELA 1.2-	EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA83
TABELA 1.3-	ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA INTEGRAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L. .84
TABELA 1.4-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA INTEGRAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) EM POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.86
TABELA 1.5-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA DIFERENCIAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L. ..87
TABELA 1.6-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L.91
TABELA 2.1-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE SOBREVIVÊNCIA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA112
TABELA 2.2-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA112
TABELA 2.3-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA113

TABELA 2.4-	COEFICIENTES ESTIMADOS, ERRO PADRÃO E TESTE DE WALD, PARA CADA VARIÁVEL INDEPENDENTE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA119
TABELA 2.5-	TESTE DE HOSMER-LEMESHOW PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA123
TABELA 2.6-	CLASSIFICAÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA PARA OS PONTOS DE CORTE 0,90, 0,92 E 0,94, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA125
TABELA 2.7-	COEFICIENTES ESTIMADOS, ERRO PADRÃO E TESTE DE WALD, PARA CADA VARIÁVEL INDEPENDENTE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA126
TABELA 2.8-	TESTE DE HOSMER-LEMESHOW PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA130
TABELA 2.9-	CLASSIFICAÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA PARA OS PONTOS DE CORTE 0,90, 0,92 E 0,94, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA132
TABELA 3.1-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE CRESCIMENTO EM DIÂMETRO DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA146

TABELA 3.2-	ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DA ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA (ADA) PARA ESTIMAR O CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES <i>Pinus taeda</i> L.	158
TABELA 3.3-	ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DIFERENCIAIS DE ZEIDE (1993) PARA ESTIMAR O INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES <i>Pinus taeda</i> L.	162
TABELA 3.4-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO PARA <i>Pinus taeda</i> L.	165
TABELA 4.1-	CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GERAL PARA <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	189
TABELA 4.2-	ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	197
TABELA 4.3-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA PARA <i>Pinus taeda</i> L.	201
TABELA 5.1-	DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO, ALTURA TOTAL E NÚMERO DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., CUBADAS POR CLASSE DE IDADE NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	219
TABELA 5.2-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE VOLUME COM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	225
TABELA 5.3-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	228

TABELA 5.4-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE VOLUME SEM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	230
TABELA 5.5-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	232
TABELA 5.6-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE AFILAMENTO DO TRONCO COM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	234
TABELA 5.7-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	237
TABELA 5.8-	CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE AFILAMENTO DO TRONCO SEM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	239
TABELA 5.9-	ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	242

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL	25
2 OBJETIVOS	29
2.1 OBJETIVO GERAL	29
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	29
3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA GERAL	30
3.1 CARACTERIZAÇÃO DA ESPÉCIE	30
3.2 CRESCIMENTO FLORESTAL	33
3.3 MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL	46
3.4 CLASSIFICAÇÃO DOS MODELOS DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO	47
3.5 MODELOS DE CRESCIMENTO DE ÁRVORE INDIVIDUAL	53
REFERÊNCIAS	60
CAPÍTULO 1 – ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA PARA CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	68
RESUMO	68
ABSTRACT	69
1.1 INTRODUÇÃO	70
1.2 MATERIAL E MÉTODOS	75
1.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	83
1.4 CONCLUSÕES	96
REFERÊNCIAS	97
CAPÍTULO 2 – MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA INDIVIDUAL DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	102
RESUMO	102
ABSTRACT	103
2.1 INTRODUÇÃO	104
2.2 MATERIAL E MÉTODOS	110
2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	119
2.3.1 MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR	119
2.3.2 MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO SOMENTE MORTALIDADE REGULAR	126
2.4 CONCLUSÕES	132
REFERÊNCIAS	133
CAPÍTULO 3 – MODELO DE ÁRVORE INDIVIDUAL INDEPENDENTE DA DISTÂNCIA PARA CRESCIMENTO EM DIÂMETRO DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	138
RESUMO	138
ABSTRACT	139
3.1 INTRODUÇÃO	140

3.2 MATERIAL E MÉTODOS	145
3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	157
3.4 CONCLUSÕES	173
REFERÊNCIAS	174
CAPÍTULO 4 – RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GERAL COM ATRIBUTOS BIOLÓGICOS PARA POVOAMENTOS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	182
RESUMO	182
ABSTRACT	183
4.1 INTRODUÇÃO	184
4.2 MATERIAL E MÉTODOS	188
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	197
4.4 CONCLUSÕES	206
REFERÊNCIAS	207
CAPÍTULO 5 – EQUAÇÃO DE VOLUME E DE AFILAMENTO DO TRONCO PARA <i>Pinus taeda</i> L. DE DIVERSAS CLASSES DE IDADE, NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA	213
RESUMO	213
ABSTRACT	214
5.1 INTRODUÇÃO	215
5.2 MATERIAL E MÉTODOS	217
5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	224
5.3.1 EQUAÇÃO DE VOLUME TOTAL COM CASCA	224
5.3.2 EQUAÇÃO DE VOLUME TOTAL SEM CASCA	229
5.3.3 EQUAÇÃO DE AFILAMENTO DO TRONCO COM CASCA	233
5.3.4 EQUAÇÃO DE AFILAMENTO DO TRONCO SEM CASCA	239
5.4 CONCLUSÕES	244
REFERÊNCIAS	245
CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES.....	250
APÊNDICE 1 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO NA FORMA DIFERENCIAL, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® University Edition	252
APÊNDICE 2 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO DE HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_c AJUSTADA COM TODO O CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA ESTIMAR O CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	254
APÊNDICE 3 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DO MODELO LOGÍSTICO PARA PROBABILIDADE DE SOBREVIVÊNCIA DE ÁRVORES DE <i>Pinus taeda</i> L., NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® University Edition	255

APÊNDICE 4 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO LUNDQVIST-KORF_A NA FORMA DIFERENCIAL, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE UMA SÉRIE DE DIFERENTES CATAGORIAS DE VARIÁVEIS, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® <i>University Edition</i>	256
APÊNDICE 5 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO DIFERENCIAL DE ZEIDE (1993), COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE UMA SÉRIE DE DIFERENTES CATAGORIAS DE VARIÁVEIS, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® <i>University Edition</i>	260
APÊNDICE 6 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO DE LUNDQVIST-KORF_A_var_k AJUSTADA COM TODO O CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA ESTIMAR O CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (<i>d</i>) DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	264
APÊNDICE 7 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GERAL, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO FLORESTAL, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® <i>University Edition</i>	265
APÊNDICE 8 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO HARRISON_c AJUSTADA COM TODO O CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA REPRESENTAR A RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE <i>Pinus taeda</i> L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA	269
APÊNDICE 9 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE MODELO VOLUMÉTRICO, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® <i>University Edition</i>	270
REFERÊNCIAS GERAIS.....	273

1 INTRODUÇÃO GERAL

Um modelo é uma representação simplificada de algum aspecto da realidade, o qual permite seu estudo e análise (VANCLAY, 1994; PRODAN *et al.*, 1997) e, portanto, útil para resolver problemas do mundo real (BURKHART; TOMÉ, 2012). As pessoas comuns utilizam mentalmente modelos em seu cotidiano, sem nem ao menos perceber, para ajudá-las a visualizar relações de causa e efeito e a explicar antecipadamente o futuro (VANCLAY, 1994). Em muitos casos, modelos são usados como guias, ou meios de explorar alternativas, de avaliar as consequências de ações particulares, ou de examinar a sensibilidade de um sistema a um distúrbio específico, ou falta dele (LANDSBERG, 2003).

Os cientistas, por meio de um método iterativo, propõem modelos a fim de entender porções do mundo real, baseados em mecanismos teóricos, testando-os em comparação a observações e revisando a teoria onde esta não apresenta conformidade com os dados (BURKHART; TOMÉ, 2012). Toda ciência envolve teoria e toda teoria envolve um modelo de como o objeto de estudo funciona (BOTKIN, 1993). Investigações científicas frequentemente consistem em descrever a realidade por meio de modelos (BURKHART, 2003).

Segundo Pretzsch (2010), as mais antigas abstrações e modelos de florestas foram os mapas. Hilf¹ (1938, citado por Pretzsch, 2010), apresentou um mapa de Lorenzer Wald, próximo a Nürnberg, na Alemanha, como um exemplo de um modelo simples de ecossistema florestal sob manejo, o qual mostrava a localização dos recursos florestais; por exemplo, florestas maduras prontas para a colheita, áreas de caça, colmeias, estações de guarda florestal, mercados consumidores e vilas próximas, ilustrando o paradigma de uso múltiplo das florestas no século XVI.

Muito além de mapas, modelos também podem ser estabelecidos verbalmente, com uma simples descrição de algo. Botkin (1993) reportou que há um modelo por trás de toda explicação, ou então, um modelo de forma material, como a maquete de uma grande estrutura, ou ainda, um modelo matemático, como um modelo verbal, porém feito com linguagem matemática, a qual é mais sucinta, conveniente e menos ambígua do que a linguagem verbal (VANCLAY, 1994; DAVIS

¹ Hilf, R. B. **Der Wald in Geschichte und Gegenwart, Wald und Weidwerk**. Potsdam: Akad Verlagsges Athenaion, 1938. 290 p.

et al., 2001). De acordo com Vanclay (1994), Prodan *et al.* (1997) e Scolforo (2006), um modelo é uma maneira lógica de expressar o crescimento e produção florestal, podendo ser caracterizado por tabelas, gráficos, tabelas e gráficos, por uma equação ou conjunto de equações, ou um conjunto de submodelos, cada um com uma ou mais equações.

Dessa forma, em se tratando de um modelo de crescimento e produção florestal, deve-se dispor, então, uma representação simplificada das mudanças que ocorrem em uma floresta, as quais são avaliadas por meio de um inventário florestal contínuo, indicando o crescimento, ingresso, mortalidade, composição, estrutura e sua produção final. De maneira semelhante, Von Gadow e Hui (1999) reportaram que os modelos de crescimento devem representar, em média, como as árvores crescem e como a estrutura da floresta se modifica e, ademais, devem produzir um agregado de informações sobre o desenvolvimento das árvores, dado um conjunto de condições ambientais e modificações periódicas dos atributos do povoamento, devido a interferências humanas ou outros distúrbios.

O termo “modelo de crescimento”, geralmente, refere-se a um sistema de equações, que pode prever o crescimento e produção de uma floresta sob uma ampla variedade de condições, como densidades de plantio, frequência e intensidade de desbastes, idade da rotação, enriquecimento e supressão de espécies florestais, dentre outras metodologias silviculturais. Assim, um modelo de crescimento pode compreender: uma série de equações matemáticas; os valores numéricos embutidos nas equações; a lógica necessária para conectar equações de maneira que façam sentido; e a linguagem de programação requerida para implementar o modelo em um computador (VANCLAY, 1994). Atualmente, da mesma maneira que maquetes de estruturas são feitas por meio de desenhos assistidos por computador, estes têm se tornado ferramentas indispensáveis para auxiliar a modelagem do crescimento e produção florestal.

Os usos chave de qualquer modelo bem desenvolvido são a prognose e educação, em seus sentidos mais amplos (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Além disso, segundo Vanclay (1994), modelos de crescimento e produção são uma maneira eficiente de prever os recursos florestais no futuro, porém mais importante é a sua habilidade de explorar diferentes opções de regimes de manejo e alternativas silviculturais. Como por exemplo, no caso de se desejar saber como um desbaste pode influenciar a estrutura da floresta e a colheita de madeira no futuro. Para

realizar essa tarefa, os modelos de crescimento devem ser flexíveis, de maneira a permitir a simulação de várias alternativas de manejo (BETTINGER *et al.*, 2009). Assim como um simulador de voo é útil no treinamento de pilotos, um modelo de crescimento e produção florestal é útil na formação de manejadores de florestas, que investigam os efeitos de práticas silviculturais específicas; entretanto, a utilidade de um modelo depende de seu realismo e precisão (BOTKIN, 1993). Devido aos investimentos substanciais necessários para o manejo intensivo das florestas para produção de madeira, modelos altamente acurados são requeridos para representar os atributos das árvores e desenvolvimento dos povoamentos (BURKHART; TOMÉ, 2012).

Além dos importantes usos tradicionais dos modelos de crescimento e produção florestal, existem questões complexas envolvendo a engenharia florestal, como avaliação do efeito das mudanças climáticas, neutralidade do carbono florestal e sustentabilidade em longo prazo, que podem ser avaliadas por pesquisadores com ajuda dos modelos de crescimento (WEISKITTEL *et al.*, 2011).

Apesar da grande importância e demanda por modelos de crescimento e produção florestal, a complexidade de um ecossistema florestal dificulta qualquer tentativa de sintetizar o conhecimento sobre a dinâmica da floresta ou a perceber as implicações das informações e suposições em relação ao crescimento da floresta (BOTKIN *et al.*, 1972).

Modelos são boas ferramentas de pesquisa, pois permitem experimentação e construção de diferentes cenários. O desenvolvimento de um modelo, frequentemente conduz o pesquisador a novas e interessantes questões. Isto ocorre porque, durante o desenvolvimento da maioria dos modelos, testam-se premissas básicas, avaliam-se parâmetros e proporciona-se ampla divulgação. Todos estes são princípios básicos do método científico, ou seja, desenvolver um modelo requer que o processo ou sistema modelado seja conceituado e entendido (WEISKITTEL *et al.*, 2011).

Segundo Clutter *et al.* (1983), os primeiros modelos de crescimento e produção florestal foram desenvolvidos pelos florestais alemães do século XIX; todavia, Prodan *et al.* (1997) e Pretzsch (2010) atribuem o desenvolvimento das primeiras tabelas de produção a Paulsen, ainda no século XVIII. No entanto, há consenso de que esses primeiros modelos provieram de estudos de povoamentos florestais completamente estocados, ou com densidade normal, os quais foram

publicados na forma de boletins, com muitas tabelas e gráficos e foram chamados de tabelas de produção normal (CLUTTER *et al.*, 1983; PRODAN *et al.*, 1997; DAVIS *et al.*, 2001; SCOLFORO, 2006; BURKHART; TOMÉ, 2012). Depois, com a contribuição de MacKinney *et al.* (1937), iniciou-se a elaboração e divulgação de equações de produção para povoamentos florestais com diferentes níveis de densidade, com uso da técnica de regressão linear múltipla. Hoje, é mais usual a publicação de um conjunto de equações subjacentes, ou programas de computador, deixando que o usuário opere o modelo de crescimento e produção a fim de derivar suas tabelas de produção conforme suas necessidades. A evolução deste processo tem produzido modelos de crescimento de árvore individual escritos e difundidos como simuladores computacionais complexos, cujo programa e manual do usuário podem ser compartilhados por meio de arquivos em discos ou pela internet (DAVIS *et al.*, 2001).

Os modelos de crescimento de árvores individuais, além de fornecer estimativas confiáveis da quantidade e qualidade de recursos florestais esperados, em curto e médio prazo, para diferentes regimes de manejo, também são a melhor ferramenta para projetar a estrutura, habitat e outras características ecológicas da floresta (DAVIS *et al.*, 2001). Vanclay (1994) acrescentou que os modelos de crescimento de árvores individuais oferecem potencial para uma investigação detalhada das alternativas silviculturais em plantios florestais manejados intensivamente, incluindo aspectos que não podem ser avaliados com a utilização de outros tipos de modelos de crescimento e produção.

Enquanto Davis *et al.* (2001) reportaram, que nos Estados Unidos da América, se tem desenvolvido modelos de crescimento de árvores individuais e simuladores de crescimento e produção por mais de 40 anos, na forma de cooperação entre indústrias, órgãos públicos e universidades, no Brasil são raros os trabalhos sobre modelos de crescimento para árvores individuais (MENDES *et al.*, 2006; MARTINS, 2011).

Os poucos trabalhos realizados sobre modelos de crescimento de árvores individuais no Brasil envolveram *Nectandra megapotamica* (Spreng.) (DELLA-FLORE *et al.*, 2004), *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. (CHASSOT *et al.*, 2011), um fragmento de Floresta Ombrófila Mista (ORELLANA, 2014), plantios do gênero *Eucalyptus* (MENDES *et al.*, 2006; CASTRO, 2011; MARTINS, 2011; CASTRO *et al.*, 2013a; CASTRO *et al.*, 2013b) e *Pinus taeda* (MIRANDA, 2016).

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

O objetivo geral da presente tese foi desenvolver um modelo para predição do crescimento e produção florestal, fundamentado no crescimento individual das árvores, para plantios desbastados e não desbastados de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Entre os objetivos específicos encontram-se o desenvolvimento, teste e seleção dos seguintes submodelos:

- Modelo de crescimento em altura dominante, para classificação dos níveis de produtividade dos plantios de *Pinus taeda*.
- Modelo de previsão anual da probabilidade de sobrevivência individual das árvores de *Pinus taeda*.
- Modelo de crescimento anual de árvore individual, em diâmetro à altura do peito.
- Relação hipsométrica de aplicabilidade geral, com atributos biológicos, para os plantios de *Pinus taeda*.
- Equação de volume e de afilamento do tronco de aplicabilidade geral para os plantios de *Pinus taeda*.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA GERAL

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA ESPÉCIE

O *Pinus taeda* Linnaeus pertence à divisão *Gymnospermae*, à classe *Coniferopsida*, ordem *Coniferae*, família *Pinaceae*. Todas as plantas da divisão *Gymnospermae* apresentam certas características vegetativas, que quando tomadas em conjunto, servem para distinguir o grupo, embora existam exceções. Assim, as gimnospermas nunca formam traqueias no lenho secundário, constituído exclusivamente por traqueídes. É frequente estarem tanto os microsporângios como os megasporângios reunidos em densos estróbilos, constituídos pelos respectivos esporófilos. As gimnospermas tiveram o apogeu de seu desenvolvimento durante o baixo e médio Mesozoico. Hoje, as *Coniferae* constituem o maior grupo vivo das gimnospermas, distribuídas principalmente nas regiões de clima temperado do hemisfério norte (JOLY, 2002).

Pinus é a denominação clássica, em latim, para pinheiro, a qual foi empregada pela primeira vez por Linnaeus, em sua obra *Species Plantarum*, de 1753, a um grupo de dez espécies, incluindo o *Pinus taeda* (PRICE *et al.*, 1998). A partir do século XX, foram propostas algumas classificações para o gênero *Pinus*, onde a espécie *Pinus taeda* foi classificada como pertencente ao subgênero *Pinus*, grupo, seção ou subseção *Australes* (PRICE *et al.*, 1998; GERNANDT *et al.*, 2005).

O gênero *Pinus* é o maior dos gêneros da família *Pinaceae*, com mais de 100 espécies, e o mais amplamente distribuído dos gêneros de plantas arbóreas do hemisfério norte (PRICE *et al.*, 1998). O *Pinus taeda* é nativo dos Estados Unidos da América, na costa Atlântica do Sudeste e Golfo do México (LORENZI *et al.*, 2003). A área de ocorrência natural do *Pinus taeda* nos Estados Unidos da América, se estende por 14 estados, de New Jersey, ao norte, até a Flórida, ao sul, e da Flórida até o Texas, de leste a oeste. Os principais fatores limitantes para a extensão da área de ocorrência dessa espécie, ao norte são, provavelmente, as baixas temperaturas, danos causados pelo frio, neve e granizo durante a floração. Os baixos níveis de precipitação, possivelmente limitam a expansão do *Pinus taeda* a oeste, nos estados de Oklahoma e Texas (BURNS e HONKALA, 1990). Entretanto, o *Pinus taeda* é uma espécie adaptável, que tem mostrado sucesso quando

plantada na periferia de sua região de ocorrência natural, bem como quando introduzida em outros continentes (BURNS e HONKALA, 1990).

Dentre os nomes populares do *Pinus taeda* no Brasil, tem-se pinheiro-amarelo, pinheiro-rabo-de-raposa, pinheiro-do-banhado, pinos e pinho-americano (LORENZI *et al.*, 2003). Já nos Estados Unidos da América, é conhecido popularmente como *Loblolly pine*, *Arkansas pine*, *North Carolina pine* e *oldfield pine* (BURNS e HONKALA, 1990).

Como características gerais do *Pinus taeda*, Lorenzi *et al.* (2003) reportaram o hábito arbóreo, geralmente de 25 a 30 m de altura, de tronco com casca marrom-avermelhada, fendida com cristas escamosas. Ramos novos azulados, depois marrom-avermelhados, folhas (acículas) em número de 3 por fascículo, rijas, finas, agudas, com margens finamente denteadas, torcidas, persistentes por vários anos. Frutos (cones) laterais ou quase terminais, decíduos, quase sésseis de escamas alongadas com uma saliência transversal e um espinho triangular, recurvado no ápice. Sementes com asa, de cor marrom-escura.

Em sua região de ocorrência natural, o *Pinus taeda* é encontrado em povoamentos puros e mistos, com outros pinheiros (*Pinus palustris* Mill., *Pinus echinata* Mill., *Pinus virginiana* Mill., *Pinus serotina* Michx., *Pinus glabra* Walt. e *Pinus elliotii* Engelm.), árvores folhosas (*Acer rubrum* L., *Diospyros virginiana* L., *Nyssa sylvatica* Marsh., *Quercus falcata* Michx., *Quercus alba* L., *Quercus stellata* Wang., *Quercus marilandica* Muench., *Quercus nigra* L., *Quercus phellos* L., *Quercus laurifolia* Michx., *Sassafras albidum* [Nutt.] Ness.) e grande variedade de vegetação de menor porte (BURNS e HONKALA, 1990).

Em 1948, por iniciativa do Serviço Florestal do estado de São Paulo, o *Pinus taeda* foi introduzido no Brasil, juntamente com o *Pinus echinata*, *Pinus elliotii* e *Pinus palustris*. Porém, a sociedade brasileira passou a conviver mais intensamente com o *Pinus taeda* a partir dos anos de 1960, quando extensas áreas começaram a ser plantadas com esta espécie na região sul do país (SHIMIZU, 2008).

O Brasil possui cerca de 2 milhões de hectares de plantios florestais com o gênero *Pinus* (IBGE, 2014), totalizando 22% da área de plantios florestais do país (ABRAF, 2013; SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO, 2013; IBGE, 2014). A área plantada com *Pinus* no Brasil, está concentrada principalmente na região sul do país (90,5%) (IBGE, 2014), nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, devido às condições climáticas, edáficas e a localização dos principais centros

processadores desse tipo de madeira (ABRAF, 2013; SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO, 2013).

Dentre as espécies de *Pinus* introduzidas no Brasil, destacaram-se o *Pinus taeda* e *Pinus elliottii*, pela facilidade nos tratos culturais, rápido crescimento e reprodução intensa (SHIMIZU, 2008). Entretanto, na região mais fria do planalto sulino, onde se concentra a maioria dos plantios florestais de *Pinus* do estado de Santa Catarina, o *Pinus taeda* apresenta melhor adaptação e maior crescimento do que o *Pinus elliottii* (SHIMIZU, 2008). Por ser a espécie preferida nos ambientes mais frios, é possível afirmar que o *Pinus taeda* é predominante na área de 655 mil hectares de plantio do gênero *Pinus* (IBGE, 2014), do estado de Santa Catarina.

Os plantios florestais brasileiros caracterizam-se pela formação de grandes maciços concentrados nas proximidades das unidades fabris de transformação da madeira, atingindo áreas de mais de 100 mil hectares. Por outro lado, os plantios de *Pinus* no Paraná e Santa Catarina caracterizam-se pela formação de maciços florestais de até 20 mil hectares (ABRAF, 2013), com a estrutura da cadeia produtiva melhor distribuída e, portanto, menos concentrada.

No Brasil, a madeira do *Pinus taeda* é destinada ao processamento mecânico na produção de peças serradas para estruturas, fabricação de móveis, embalagens, molduras, chapas de diversos tipos e, também, à fabricação de celulose e papel (SHIMIZU, 2008). No estado de Santa Catarina, o setor de base florestal caracteriza-se principalmente pela produção de toras, utilizadas em diversos ramos industriais, destacando-se o setor de papel e celulose, móveis, painéis de madeira reconstituída, madeira serrada e biomassa (ABRAF, 2013; IBGE, 2014).

Em termos relativos, o estado de Santa Catarina possui a maior ocupação de seu território por plantios florestais de *Pinus*, dentre todas as unidades da federação. O setor de base florestal de Santa Catarina é reconhecido como grande exportador de papel e celulose, madeira serrada, painéis de madeira reconstituída, móveis e portas, gerando divisas e grande representatividade na balança comercial, produto interno bruto e geração de empregos do estado. Além disso, o setor de base florestal do Brasil mantém o equivalente a 166% das áreas de plantios florestais protegidas, sob forma de Áreas de Preservação Permanente (APP), Reservas Legais (RL) e Reservas Particulares do Patrimônio Natural (RPPN) (ABRAF, 2013). Essas informações refletem a grande importância econômica, social e ambiental do *Pinus taeda* para o estado de Santa Catarina e para o Brasil.

3.2 CRESCIMENTO FLORESTAL

Modelos quantitativos de crescimento e produção florestal são importantes ferramentas para o manejo florestal, e bons modelos quantitativos dependem do conhecimento sobre a fisiologia das árvores. Entender os processos fisiológicos que embasam e determinam a maneira como as árvores respondem a vários fatores e condições é fundamental para a habilidade de antecipar e prever as respostas das florestas a situações e eventos particulares. Todavia, entender processos individuais somente não proporciona a habilidade de prever o provável crescimento das árvores e povoamentos e suas respostas a mudanças, quer sejam induzidas pelo manejo florestal, quer sejam ambientais (LANDSBERG e SANDS, 2011).

O crescimento e produção de madeira de uma floresta dependem do processo fotossintético, em que o dióxido de carbono da atmosfera é assimilado, reduzido e, com a ajuda da energia solar, transformado em carboidrato. Quando o material vegetal é seco a 60°C por 48 horas, a matéria seca remanescente terá cerca de 30 a 50% do peso fresco inicial. Mais de 90% do peso seco das plantas consistem dos elementos: carbono, hidrogênio e oxigênio. As plantas contêm esses elementos quase nas mesmas proporções de um carboidrato (uma parte de carbono para duas de hidrogênio e uma de oxigênio). Essa similaridade reflete o fato de que a maior parte do peso seco é de parede celular, que consiste principalmente em celulose, um polímero de carboidrato (BINKLEY, 1986; PERRY, 1994; EPSTEIN e BLOOM, 2006).

Como resultado da acumulação de matéria orgânica, tem-se o crescimento, o qual é diferença entre a quantidade de matéria orgânica nova produzida pelas folhas e a quantidade utilizada pelo restante dos tecidos vivos da árvore (BOTKIN, 1993). Pretzsch (2010) refere-se ao termo produção primária bruta, como a biomassa total produzida pela fotossíntese ($\text{Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$), em um determinado período de tempo, numa dada área; enquanto que a produção primária líquida é definida como a biomassa remanescente ($\text{Mg.ha}^{-1}.\text{ano}^{-1}$), após subtraída a contínua perda, devido à respiração.

O estudo quantitativo do processo fotossintético é importante, pois está relacionado a atividades essenciais das quais a produção florestal depende. Na fisiologia vegetal, a abordagem quantitativa dos estudos relacionados à fotossíntese ganhou ainda maior interesse de pesquisadores com o rápido crescimento da

população mundial e, conseqüentemente, a necessidade de aumento da produção agrícola e florestal (ASSMANN, 1970).

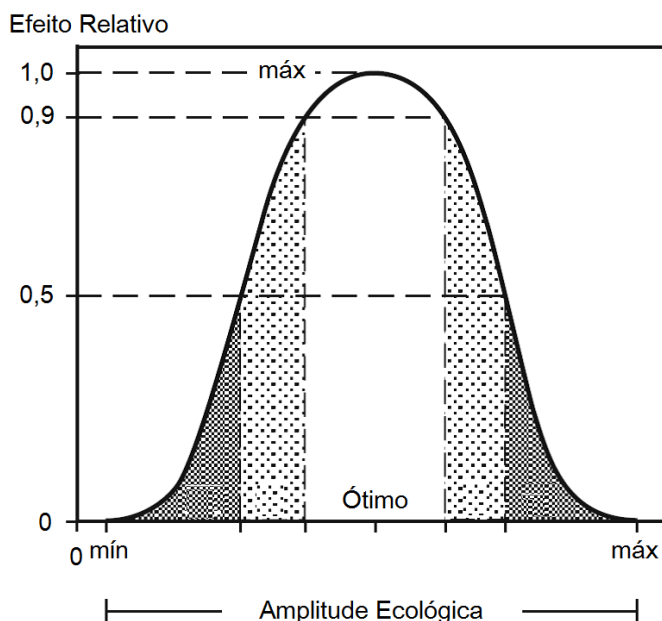
Schneider e Schneider (2008) apresentaram dados interessantes a respeito do processo de fotossíntese e produção de madeira, relatando que são necessários 1.851 Kg de gás carbônico, 1.082 Kg de água e 19.300 Mj de energia solar para a produção de 1.000 Kg de madeira (peso seco), sendo liberados na atmosfera 1.392 Kg de oxigênio e 541 Kg de água pela transpiração.

O crescimento apical e radial das árvores em uma floresta é regulado por fatores internos, bem como fatores externos (GAERTNER, 1964). Os principais fatores que afetam o processo de assimilação pelas plantas e, por conseguinte o crescimento, são a luz, a temperatura do ar, a concentração de dióxido de carbono da atmosfera, poluição, a quantidade e distribuição da água na forma de precipitação, os nutrientes do solo e sua ciclagem, os microrganismos e temperatura do solo. A esta lista, também pode-se acrescentar a espécie florestal, bem como sua origem, procedência, variedade ou ecótipo, a idade da planta, a área foliar, a posição das folhas das árvores com relação à incidência da luz e o tipo das folhas, quanto ao seu posicionamento na copa, quantidade de tecidos vivos não fotossintéticos e o conteúdo de clorofila (GAERTNER, 1964; ASSMANN, 1970; SPIECKER, 1981; BOTKIN, 1993; PRETZSCH, 2010).

Conforme Pretzsch (2010), a resposta de crescimento de um organismo segue uma curva de dose-efeito unimodal (Figura 1), em que a quantidade de um fator de crescimento em particular aumenta sob condições *ceteris paribus*. Nessa curva, o crescimento aumenta a partir de um determinado valor mínimo do fator de crescimento, até atingir um ótimo, então diminui até tornar-se zero novamente, em um ponto de máximo.

Segundo Gaertner (1964), a influência do ambiente no crescimento das árvores não pode ser tratada tão simplesmente como o estudo de cada fator como uma entidade independente, já que atuam de maneira conjunta e não cada fator separadamente. O ponto forte desta teoria é sua irrefutabilidade, pois afirmar que o ambiente todo determina a habilidade de uma planta sobreviver é válido sempre e em qualquer lugar. A aplicabilidade geral desta teoria é, ao mesmo tempo, sua fraqueza, pois ela falha na distinção entre tipos de ecossistemas e não serve para explicar as propriedades específicas dos ecossistemas florestais (ZEIDE, 1980).

FIGURA 1 – CURVA DOSE-EFEITO UNIMODAL, DO EFEITO RELATIVO AO CRESCIMENTO DE ACORDO COM A AMPLITUDE ECOLÓGICA DE UM FATOR DE CRESCIMENTO EM PARTICULAR.



FONTE: Adaptado de Pretzsch (2010).

Zeide (1980) ordenou os fatores com maior importância para o crescimento das florestas com base num princípio biológico geral de interação entre propriedades dos organismos sugerido por Matthew (1926) e, posteriormente por Kermack (1954), o qual determina que, para espécies sem tendência na taxa de reprodução média, o aumento de adaptação para um fator está associado com a diminuição na adaptação à soma dos demais fatores. Este princípio é conhecido como princípio da compensação ou princípio de Matthew-Kermack. Zeide (1980) encontrou que a luz é o fator mais importante para o crescimento florestal, uma vez que as árvores, durante a sua evolução e no presente, têm despendido mais esforços para se adaptar à deficiência de luz e, em seguida, a umidade do solo, o calor e os nutrientes do solo. Ainda segundo Zeide (1980), a floresta excede a todos os outros ecossistemas na intensidade de competição por luz, o que explica certas características específicas da floresta como grandes alturas, longevidade, sua estrutura de copas e sobrevivência preferencial das maiores árvores.

Muitas questões dificultam as investigações de como os diversos fatores afetam o crescimento durante o desenvolvimento de povoamentos florestais: I) devido ao lento crescimento das árvores, os plantios levam muito tempo até alcançar o fechamento do dossel; II) as observações devem ser feitas no campo onde as

variações genéticas são de difícil controle e o microsítio e topografia são heterogêneos; III) erros de medições podem conduzir a conclusões falsas (INOUE *et al.*, 2008). Além disso, os processos e estruturas observados dentro de uma floresta não são determinados somente pelos fatores do sítio, bióticos e abióticos, mas também pelo histórico da floresta (PRETZSCH, 2010).

Segundo Selle *et al.* (1994), as árvores são influenciadas por fatores genéticos integrados com o ambiente, fatores climáticos, do solo e topográficos. Sendo assim, a determinação da produtividade dos sítios florestais é fator básico na condução de povoamentos e no planejamento florestal. Assmann (1970) reportou que, certamente, o nível de produtividade para diferentes espécies florestais não é constante entre elas, mas também varia consideravelmente em relação ao sítio florestal. Pretzsch (2010) atribuiu grande parte da variabilidade encontrada nos povoamentos florestais às influências do sítio.

Sítio florestal é uma unidade geográfica uniforme caracterizada por certa combinação estável de fatores ambientais, capaz de produzir madeira ou outros produtos florestais a ela associados (SCHÖNAU, 1987). A qualidade do sítio florestal diz respeito à aptidão do terreno para produzir árvores (CARMEAN, 1975) e está associada aos fatores que afetam o processo de assimilação pelas árvores, citados anteriormente.

Estudos de avaliação do sítio florestal envolvem o problema de isolar os componentes ambientais do crescimento, bem como determinar seus efeitos quantitativos. Entretanto, em muitos casos a produtividade dos sítios é afetada por elementos que não se espera medir. Assim, geralmente, as observações da qualidade do sítio são derivadas de medições das árvores, as quais devem compor uma expressão integrada de todas as variáveis biológicas e ambientais que influenciam no crescimento (RALSTON, 1964).

A produtividade dos sítios é muito importante, pois dela dependem as dimensões das árvores ao final da rotação, que, por sua vez, dependem muito da disponibilidade de recursos (PRETZSCH, 2010), a viabilidade ou não de projetos florestais, as diferentes respostas das culturas florestais e a identificação do potencial de produtividade da propriedade florestal (SCOLFORO, 1992).

A produtividade dos sítios florestais pode mudar com o tempo. Se ocorrem desvios no crescimento apresentado por um povoamento florestal, com relação a outro povoamento com as mesmas características, regime de manejo e localização,

então tais desvios podem ser atribuídos a mudanças na produtividade do sítio florestal. Como algumas causas de mudanças de longo prazo na produtividade dos sítios, tem-se o histórico do uso da terra e das práticas de manejo florestal e distúrbios naturais do clima, incluindo deposição atmosférica. Uma ocorrência importante de mudança dos fatores ambientais do sítio florestal é o aumento do conteúdo de CO₂ na atmosfera, o qual pode estimular a fotossíntese, reduzir a respiração e atenuar o estresse hídrico (SPIECKER *et al.*, 1996). De acordo com Kirschbaum (2004), a taxa de fotossíntese de plantas respondeu intensamente (aumentou de 25 a 75%) ao se dobrar a concentração de CO₂ na atmosfera, assim como a produção primária líquida (NORBY *et al.*, 2005) e o crescimento de plantas tratadas com enriquecimento de CO₂.

O efeito do sítio sobre o crescimento florestal foi resumido por Assmann (1970) pela seguinte sentença: “Evidentemente, a capacidade de crescimento inata e o modo de desenvolvimento de uma espécie operam a seu favor, desde que os fatores do ambiente correspondam às exigências individuais dessa espécie ou permitam que ela se adapte a eles”.

Von Bertalanffy (1938) definiu crescimento como o aumento mensurável de um sistema orgânico, produzido por meio da assimilação de materiais obtidos de seu ambiente. De acordo com Scolforo (2006), o crescimento das árvores é o mais importante fenômeno que ocorre na floresta. O crescimento é o aumento gradual das dimensões da árvore, altura e diâmetro, que por sua vez influenciam o seu peso, volume e forma (SCOLFORO, 2006; PRETZSCH, 2010).

O crescimento se dá pelo alongamento e engrossamento de raízes, troncos e galhos, os quais, segundo Pretzsch (2010), mudam suas proporções uns com relação aos outros, ao longo do desenvolvimento da árvore, pois alguns órgãos crescem mais rápido do que outros. Pretzsch (2010) e Burkhardt e Tomé (2012) diferenciam os conceitos de crescimento e produção florestal, de maneira que crescimento corresponde ao aumento em tamanho de um indivíduo ou população por unidade de tempo, enquanto que produção é a dimensão da árvore ou população em certa ocasião, no tempo.

Entre raiz, tronco e galhos, o tronco é a porção mais importante em termos comerciais, segundo Machado e Figueiredo Filho (2009). Todos os processos de crescimento e manejo florestal são orientados para alcançar o crescimento e produção líquida de madeira comercialmente viável. O crescimento líquido é parte

da produção primária bruta que não é utilizada pela respiração para manutenção do metabolismo, não é consumida por animais, não é perdida por danos físicos ou mortalidade de árvores, e não é deixada na floresta após a colheita. Apenas 10% do carbono assimilado pela produção primária bruta resultam em madeira comercialmente viável, medida durante o inventário florestal (PRETZSCH, 2010).

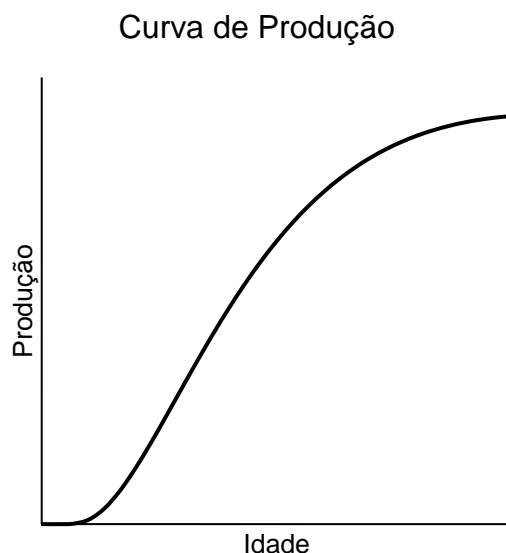
A maioria dos estudos para determinar o volume das árvores foi e ainda é direcionada ao tronco principal, evidentemente em decorrência do pouco uso comercial das demais partes que compõem a árvore. Davis *et al.* (2001) acrescentaram que as copas das árvores são altas, entrelaçadas e sobrepostas, tornando a identificação visual e as medidas feitas a partir do solo muito difíceis. Além disso, as medições das raízes abaixo do solo têm custos proibitivos e raramente são feitas. Assmann (1970) chamou a atenção para o fato de que a produção de madeira representa somente uma parte de toda a produção orgânica das florestas, que, além da subdivisão em raiz, tronco e galhos, também é composta pelas folhas ou acículas, por árvores do sub-bosque da floresta, plantas arbustivas e herbáceas.

O crescimento do tronco das árvores pode ser avaliado levando-se em consideração diferentes variáveis, como: altura, diâmetro, área transversal, volume e peso. Davis *et al.* (2001) denominaram tais variáveis como medidas em unidades físicas. Dentre os fatores que afetam o crescimento dessas diferentes variáveis, pode-se citar a tolerância à sombra da espécie florestal, a qualidade de sítio, a posição sociológica da árvore, a competição com as árvores vizinhas, dada pela densidade da floresta, as sazonalidades durante o período de crescimento, dentre outros. Alguns desses fatores afetam de maneira mais ou menos acentuada o crescimento das diferentes variáveis dendrométricas.

Talvez a melhor e mais divulgada maneira de ilustrar o crescimento de uma árvore, ou povoamento florestal equiâneo, seja por meio de uma curva de produção (Figura 2). A curva de produção deve exibir os valores sucessivos das variáveis alcançadas (altura, diâmetro, volume etc.) em relação à idade. Quando representada graficamente, deve conter a variável de interesse no eixo vertical e a idade no eixo horizontal. Independentemente da variável escolhida para expressar a produção florestal, a curva apresenta valores muito pequenos nas idades iniciais e um pequeno aumento; logo em seguida a inclinação da curva aumenta acentuadamente, atinge o ponto de máximo crescimento (em biomassa do fuste, em

Mg.ha⁻¹) próximo do momento em que atinge a máxima área foliar (WHITTAKER e WOODWELL, 1967; GOWER *et al.*, 1996; RYAN *et al.*, 1997; MURTY e McMURTRIE, 2000; BINKLEY *et al.*, 2002), ou a maturidade (SMITH e LONG, 2001) e, por fim, tende a estabilizar-se nas idades mais avançadas. O ponto de máxima inclinação da curva de produção corresponde ao máximo valor de incremento corrente anual (*ICA*) (ASSMANN, 1970). Essas características conferem à curva de produção uma forma sigmoide, ou seja, forma de “S”, a qual pode ser mais ou menos evidente dependendo da variável considerada para expressar o crescimento e dos diferentes fatores que afetam o crescimento das árvores, citados anteriormente. De acordo com Zeide (1993), no início a suave curva sigmoide de produção das árvores apresenta concavidade voltada para cima, enquanto que na vida adulta torna-se convexa. Embora o crescimento responda às tendências e flutuações do ambiente, este padrão em longo prazo permanece estável (ZEIDE, 1993).

FIGURA 2 – CURVA DE PRODUÇÃO, COM VALORES ACUMULADOS DE UMA VARIÁVEL SOBRE A CORRESPONDENTE IDADE.



FONTE: O autor (2017).

Com relação às diferentes variáveis que expressam o crescimento, usualmente, a curva de crescimento em diâmetro atinge o máximo crescimento primeiro, seguida da altura e, finalmente o volume. A curva de crescimento para

espécies florestais heliófilas atinge o máximo crescimento mais cedo, quando comparadas a espécies tolerantes à sombra (PRETZSCH, 2010).

Em povoamentos florestais equiâneos, o declínio do acúmulo de biomassa quase sempre ocorre, mas a sua intensidade e idade em que acontece são variáveis (RYAN *et al.*, 1997; TSCHIEDER *et al.*, 2012). Em geral, povoamentos mais produtivos atingem mais cedo o máximo crescimento (culminação do incremento corrente anual) e apresentam declínio mais acentuado (RYAN *et al.*, 1997), que pode atingir valores de 76% com relação ao crescimento em fases mais jovens, dependendo da espécie e intervalo de idade considerado (GOWER *et al.*, 1996).

A explicação clássica para este padrão de crescimento de florestas está ligada a mudanças no balanço entre fotossíntese e respiração, causadas pelo aumento da respiração devido ao acúmulo de matéria orgânica nas árvores, na forma de madeira, ao longo do desenvolvimento da floresta (WHITTAKER e WOODWELL, 1967; BINKLEY *et al.*, 2002; RYAN *et al.*, 2004). Enquanto a assimilação de carbono diminui junto com o declínio da biomassa foliar, após atingir o valor máximo (RYAN *et al.*, 2004), a respiração aumenta com o tempo até que a taxa de acúmulo de biomassa do ecossistema se aproxima de zero (ODUM, 1956).

Por outro lado, Ryan e Waring (1992) constataram que a respiração para manter os tecidos lenhosos de *Pinus contorta* Douglas ex Loudon não aumentou significativamente com relação à idade, e propuseram novas hipóteses para a diminuição do crescimento e da eficiência do crescimento com a idade. A primeira teoria é de que a produção de biomassa subterrânea, principalmente de pequenas raízes, aumenta com a idade, afetando negativamente a produtividade de madeira; e a segunda é que a fotossíntese por unidade de área foliar é menor para povoamentos mais velhos (RYAN e WARING, 1992). Algumas hipóteses alternativas para explicar o declínio do acúmulo de biomassa são: I) o aumento da resistência hidráulica entre o solo e as folhas, que aumenta com o crescimento em altura das árvores e comprimento dos galhos, causando o fechamento dos estômatos para prevenir danos ao xilema; II) o decréscimo do suprimento de nutrientes do solo pelo seu acúmulo na biomassa florestal com o tempo; III) a redução da área foliar devido à maior abrasão das copas das árvores com o aumento da sua altura; IV) o aumento da mortalidade das árvores mais velhas; V) o acréscimo da utilização de fotoassimilados para produção de órgãos reprodutivos; VI) modificações genéticas do tecido meristemático com a idade das árvores e, além disso, a interação entre

esses processos (GOWER *et al.*, 1996; RYAN *et al.*, 1997; RYAN e YODER, 1997; MURTY e McMURTRIE, 2000; RYAN *et al.*, 2004).

Para Gower *et al.* (1996), nenhuma hipótese isolada pode explicar completamente a diminuição do crescimento florestal com o avanço da idade. Ao analisar a hipótese clássica, do aumento das taxas de respiração com o avanço da idade, e as hipóteses I e II do parágrafo anterior, esses autores afirmaram que as três afetam o crescimento florestal, sendo que a mais importante é a hipótese II, seguida da I e, por último, a hipótese do aumento das taxas de respiração. Além disso, a influência desses três mecanismos sobre o crescimento florestal varia de acordo com o clima onde a floresta se encontra.

Enquanto Gower *et al.* (1996), Ryan e Waring (1992), Ryan *et al.* (1997), Ryan e Yoder (1997), Murty e McMurtrie (2000) e Ryan *et al.* (2004) basearam-se em explicações ecofisiológicas para o declínio do crescimento florestal, Smith e Long (2001), Binkley *et al.* (2002), Binkley (2004) e Binkley *et al.* (2006) sugeriram que este padrão é um fenômeno do povoamento, resultante de mudanças estruturais fundamentais que influenciam a maneira como as árvores ocupam o espaço e como o carbono é alocado. Smith e Long (2001) reportaram que a redistribuição progressiva da biomassa foliar em um menor número de copas grandes deve diminuir a eficiência de árvores dominantes e, ao mesmo tempo, a competição e supressão diminui a eficiência das árvores não dominantes. Já Binkley *et al.* (2002), Binkley (2004) e Binkley *et al.* (2006) acreditavam que as mudanças estruturais do povoamento permitiam que as árvores dominantes mantivessem o crescimento, devido ao aumento da aquisição de recursos do meio ambiente e seu uso eficiente, enquanto o processo inverso ocorresse com as árvores dominadas e supressas. Esses autores denominaram esta teoria de dominância do crescimento. Tanto para Smith e Long (2001), como para Binkley *et al.* (2002), Binkley (2004) e Binkley *et al.* (2006), a combinação das tendências para árvores dominantes e não dominantes reduz o crescimento total do povoamento florestal.

Tschieder *et al.* (2012) testaram a hipótese de Binkley *et al.* (2002), Binkley (2004) e Binkley *et al.* (2006) para plantios de *Pinus taeda*, em Misiones na Argentina, e encontraram que a dominância do crescimento não se desenvolve ou é inexpressiva para *Pinus taeda*, não podendo concluir que ela seja a causa da diminuição do crescimento. Para Tschieder *et al.* (2012), o uso eficiente dos recursos do ambiente é independente da dominância do crescimento, mas sim,

depende das características da espécie florestal e da qualidade do sítio. Dessa forma, as causas do declínio do crescimento dos povoamentos florestais ainda permanecem obscuras.

Segundo Assmann (1970), é com o crescimento em volume que se dispõe de uma medida completa da atividade vital de uma árvore. É com base no volume que as fases naturais do crescimento da árvore devem ser definidas em fase inicial, de maturidade e de senilidade. Embora as fases do crescimento também possam ser definidas com base na altura, diâmetro e área transversal, o volume é uma variável mais lógica e com melhor embasamento para esta análise. De acordo com o mesmo autor, o incremento médio anual (IMA), calculado pelo quociente entre o volume (m^3) e a correspondente idade (ano), ao longo do desenvolvimento da árvore, atinge um valor máximo. Este valor de máximo incremento médio anual em volume é importante do ponto de vista científico, pois, tratando-se de uma única árvore com finalidade de produção de madeira, indica o momento em que se deve cortá-la.

Contudo, quando o crescimento de povoamentos florestais é avaliado, não se deve levar em consideração somente o aumento gradual dos volumes das árvores, mas, também, as diferenças do número de indivíduos por unidade de área, que ocorrem ao longo do desenvolvimento do povoamento, da estrutura sociológica do povoamento (árvores dominantes, dominadas e supressas) e do espaço de crescimento, juntamente com a cobertura das copas das árvores no povoamento. Segundo Smith e Long (2001), o crescimento analisado em nível de povoamento é mais complexo. As inter-relações entre a densidade do povoamento florestal, dimensões da árvore e competição ilustram a importância da distinção entre o crescimento da população e o crescimento individual das árvores (SMITH e LONG, 2001). O crescimento e produção florestal tratados em nível de povoamento devem ser expressos por unidade de área (PRETZSCH, 2010).

De acordo com Assmann (1970), a evolução do número de árvores reflete o contínuo processo de eliminação que ocorre durante o curso da vida de um povoamento, desde as árvores jovens de pequeno porte, até as árvores maduras de grande porte. A todo momento, as árvores que são superadas na competição por luz e espaço e chegaram ao estágio mais baixo da estrutura sociológica do povoamento, estão morrendo. Como as árvores crescem em tamanho, sua demanda por recursos e espaço aumenta e, caso os recursos não sejam mais suficientes para

todos os indivíduos, tem início o processo de autodesbaste e o número de plantas por unidade de área diminui (ZEIDE, 1985; PRETZSCH, 2010).

Para Reineke (1933), o número de árvores por unidade de área de povoamentos superestocados, ou seja, povoamentos com ocupação máxima do sítio florestal, varia conforme o diâmetro médio. Reineke (1933) utilizou o logaritmo do número de árvores e do diâmetro médio quadrático para representar o autodesbaste, por meio da equação da reta. Inicialmente, Reineke (1933) postulou que a taxa de diminuição do número de árvores com relação ao aumento do diâmetro do povoamento era constante, independentemente da espécie. Contudo, posteriormente, Zeide (1985), Zeide (1987), Pretzsch e Biber (2005), Woodall *et al.* (2005), Pretzsch (2006) e Téó *et al.* (2008) recomendaram diferentes valores conforme a espécie florestal. Segundo Zeide (1985), numerosos estudos mostraram que o número de árvores decresce mais depressa em povoamentos puros de espécies florestais heliófilas do que em povoamentos de espécies tolerantes à sombra, o que foi comprovado por Woodall *et al.* (2005) ao estudar o índice de densidade de Reineke (1933) para diferentes espécies.

No estudo do crescimento e desenvolvimento de povoamentos florestais puros, é importante levar em conta a autotolerância, que foi definida por Zeide (1985) como a habilidade competitiva intraespecífica das árvores, uma característica inversamente proporcional ao autodesbaste e independente da tolerância à sombra. Quanto maior a autotolerância de uma espécie florestal, maior é a taxa de crescimento em volume do povoamento em relação à diminuição do número de árvores, e tal medida deve ser considerada para determinar a densidade inicial de plantio, quantidade e intensidade de desbastes e demais atividades de manejo de povoamentos florestais (ZEIDE, 1985).

A densidade inicial, junto com as taxas de sobrevivência e qualidade de sítio, determina o espaço de crescimento disponível para cada árvore e, assim, a idade em que a competição intraespecífica inicia (ANTÓN-FERNÁNDEZ *et al.*, 2012). O crescimento de *Pinus taeda*, na fase juvenil, depende grandemente da quantidade de espaço de crescimento (área) disponível por árvore e não muito da forma deste espaço (ZHANG *et al.*, 1996; SHARMA *et al.*, 2002). O crescimento em diâmetro, diâmetro de copa e altura de copa de *Pinus taeda* é afetado pela densidade desde logo após o plantio. Todavia, o crescimento em altura e mortalidade não sofrem efeitos significativos da densidade inicial até vários anos após o plantio. Este efeito

da densidade, geralmente, aumenta com o desenvolvimento das árvores (SHARMA *et al.*, 2002).

Além da mortalidade, tratamentos silviculturais e perturbações na floresta diminuem o número de árvores. Em contraste com o crescimento florestal tratado em nível de árvore, o volume de madeira comercial é significativamente afetado por perdas e remoção de árvores em nível de povoamento florestal. Uma porção substancial de toda a produção do povoamento florestal, simplesmente desaparece até o final da rotação e é parcialmente incorporada pelo povoamento remanescente, na forma de carbono, hidrogênio, oxigênio ou nutrientes minerais (PRETZSCH, 2010). De acordo com os resultados de Pretzsch (2005), as perdas em volume de madeira comercial devido à mortalidade, em povoamentos de *Picea abies* (L.) Karst. e *Fagus sylvatica* L. são em torno de 30%.

Quando o volume por unidade de área ($\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$) é representado graficamente sobre a idade de um povoamento florestal, tem-se uma curva de crescimento sigmoide, assim como relatado anteriormente para a altura, diâmetro, área transversal e volume individual da árvore. Entretanto, conforme reportado por Assmann (1970), a curva de crescimento do volume do povoamento desenvolve-se de maneira mais lenta e suave, comparando-se com a curva de crescimento em volume por árvore, bem como o valor de máximo incremento médio anual do povoamento ocorre em idade mais avançada do que o máximo incremento médio anual do volume por árvore.

Davis *et al.* (2001) afirmaram que o crescimento é decorrente das árvores vivas, porém a sua soma para as árvores remanescentes ao final de um período de tempo não mede diretamente o crescimento de um povoamento florestal, pois algumas árvores morrem, algumas se deterioram e outras são cortadas. Esses mesmos autores apresentaram um exemplo onde um povoamento florestal equiâneo é medido em dois inventários sucessivos e sua distribuição diamétrica é apresentada nas duas ocasiões. De maneira geral, na segunda ocasião haverá menor número de árvores por hectare e o diâmetro médio do povoamento será maior. Espera-se que a maioria das árvores, que foi medida na primeira ocasião, tenha crescimento suficiente para subir para a próxima classe diamétrica. Todavia, existem perdas de árvores por mortalidade, que ocorrem em todas as classes de diâmetro, mas em maior grau nas menores classes, as quais possuem as árvores de menor vigor, supressas e árvores intermediárias. Classificar exatamente o que

acontece durante um período de crescimento requer um rastreamento extremamente cuidadoso de cada árvore do povoamento.

O crescimento florestal é determinado por diversos fatores e processos, que podem ser resumidos em dois módulos, um definido por todos os processos que promovem o crescimento e outro, pelos processos que impedem o crescimento (ZEIDE, 1993; ZEIDE, 2002). Essa teoria foi utilizada por Zeide (1993), ao analisar as expressões matemáticas utilizadas para representar o crescimento (Logística; GOMPERTZ, 1825; VON BERTALANFFY, 1938; WEIBULL 1951; LUNDQVIST, 1957; RICHARDS, 1959, entre outras). Zeide (1993) descreveu a forma diferencial das equações de crescimento como produto de dois módulos, um de expansão do incremento como função potencial da dimensão da árvore, outro de declínio do incremento como função potencial ou exponencial da idade. Esse segundo módulo pode ser explicado por um grande número de fatores que impedem o crescimento, como envelhecimento, escassez de recursos, competição, doenças, herbivoria, perturbações, os quais podem estar relacionados à densidade do povoamento florestal (ZEIDE, 2002).

Muitos dos fatores que regulam o crescimento, citados e relacionados anteriormente (GAERTNER, 1964; ASSMANN, 1970; SPIECKER, 1981; BOTKIN, 1993; PRETZSCH, 2010), além das condições do sítio, são determinados pela densidade do povoamento e tratamentos silviculturais (KIMMINS, 1993; PRETZSCH, 2010).

Desde os primórdios, uma questão que tem intrigado a ciência florestal é se a produção volumétrica é máxima em povoamentos sem tratamentos silviculturais, com autodesbaste, ou se a produção pode ser aumentada por meio dos desbastes (PRETZSCH, 2010). Esse tema inspirou gerações de florestais a desenvolver e testar diferentes métodos de desbastes nos povoamentos florestais (ZEIDE, 2001; ZEIDE, 2002). Pretzsch (2010) defendeu a teoria de que existe uma densidade que resulta um incremento médio anual máximo do povoamento, mas essa relação entre densidade e crescimento é dependente da amplitude de densidade observada, fase de desenvolvimento do povoamento e qualidade do sítio. Sem tratar das especificidades de cada povoamento florestal, Zeide (2001) reportou que há um consenso de que dentro de uma ampla variação de densidade, a produção total de madeira do povoamento é independente dos desbastes e que os desbastes podem

redistribuir o incremento das menores para as maiores árvores, mas sem aumentá-lo.

3.3 MODELAGEM DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO FLORESTAL

Um modelo de crescimento e produção florestal é uma simplificação da floresta e sua dinâmica, permitindo a previsão do seu desenvolvimento sob diferentes alternativas de manejo. Os modelos de crescimento florestal incluem um conjunto de funções inter-relacionadas e algoritmos que imitam o desenvolvimento da floresta (BURKHART; TOMÉ, 2012).

Todos os modelos, mesmo os empíricos, são hipóteses, pois descrevem o pensamento de como um sistema trabalha. Como tal, os modelos podem ser testados por meio de experimentos ou medições planejadas para determinar o quão acuradas são suas estimativas, com relação à correspondente realidade observada (LANDSBERG; SANDS, 2011).

Modelos de crescimento e produção auxiliam engenheiros florestais, gerentes de empresas de base florestal e pesquisadores de diversas maneiras, tais como prognose do crescimento, atualização de inventários, avaliação de métodos silviculturais, planejamento e agendamento de colheita florestal (VANCLAY, 1994; BURKHART; TOMÉ, 2012). Na pesquisa do crescimento e produção clássica, a ênfase tem sido no desenvolvimento de ferramentas de prognose para fornecer suporte a decisões de práticas de manejo florestal (BURKHART; TOMÉ, 2012).

O princípio da sustentabilidade tem sido determinante na engenharia florestal por séculos, o manejo florestal sustentável requer ferramentas de avaliação econômica, informações complexas de perspectivas ecológicas, técnicas produtivas e necessidades sociais requeridas. Dessa forma, estimativas de crescimento acuradas e precisas são uma base essencial para a avaliação da sustentabilidade (SPIECKER *et al.*, 1996).

Para essa finalidade, os modelos de crescimento e produção florestal empíricos podem ser considerados, essencialmente, como descrições resumidas das medições da floresta (BURKHART; TOMÉ, 2012). O crescimento florestal projetado por um modelo é, usualmente, estimado por equações baseadas em observações feitas no povoamento florestal de interesse ou similar (LANDSBERG; SANDS, 2011).

Um modelo de crescimento e produção florestal pode empregar linguagem matemática, que é sucinta, conveniente e menos ambígua do que a linguagem verbal (VANCLAY, 1994; DAVIS *et al.*, 2001) e ser implementado em um computador. No entanto, somente no final da década de 1960 e início 1970, com o advento dos computadores, que os pesquisadores puderam explorar modelos matemáticos razoavelmente complexos (BUGMANN, 2001), para posteriormente implementá-los em linguagem de programação.

Atualmente, há uma grande variedade de modelos de crescimento e produção florestal, propiciando uma variada gama de escolhas. Os primeiros modelos de crescimento e produção eram publicados como tabelas e, por isso, chamados de tabelas de produção. Esses primeiros modelos não levavam em consideração as variações de densidade do povoamento e seus valores de produção consideravam somente povoamentos florestais completamente estocados. Agora, é mais comum a publicação de uma série de equações ou, até mesmo, programas de computador, deixando que o usuário derive as estimativas de produção que lhe convierem. A evolução mais recente dos modelos de crescimento e produção florestal tem sido representada pelos modelos de árvore individual e modelos baseados em processos, realizados por procedimentos computacionais mais complexos (DAVIS *et al.*, 2001).

3.4 CLASSIFICAÇÃO DOS MODELOS DE CRESCIMENTO E PRODUÇÃO

Embora nenhum sistema de classificação de modelos de crescimento e produção florestal seja totalmente satisfatório, a categorização fornece uma maneira sucinta de identificação das características gerais envolvidas (BURKHART; TOMÉ, 2012). De acordo com Vanclay (1994), existem tantos modelos de crescimento e produção florestal, que é impossível examinar a metodologia utilizada em cada um. Assim, é necessário identificar algumas semelhanças entre eles. Esse autor destacou que, segundo o nível de detalhe que requer e fornece, um modelo pode ser considerado como: modelo em nível de povoamento, modelo de distribuição diamétrica, ou modelo de árvore individual.

De maneira similar, Davis *et al.* (2001) reportaram que os modelos de crescimento e produção são classificados pela forma como são retratados, I) por variáveis do povoamento, como idade e área basal por hectare; II) pela árvore média

de cada classe de diâmetro; ou III) por cada árvore em uma unidade amostral ou povoamento florestal. Resultados da produção por unidade de área são fornecidos diretamente por modelos em nível de povoamento e são obtidos por meio dos outros tipos de modelos, pela soma dos resultados por classe diamétrica ou árvore individual.

Geralmente, os modelos em nível de povoamento são simples e robustos, mas podem envolver complexidades que não são possíveis nas demais abordagens. Informações sobre a população, como o número de árvores por unidade de área, área basal do povoamento são utilizadas para a prognose do crescimento e produção florestal. Nenhum detalhe individual sobre as árvores do povoamento é determinado (VANCLAY, 1994).

Os mais antigos modelos em nível de povoamento são as tradicionais tabelas de produção, com histórico de mais de 250 anos, constituindo em resumos da produção florestal esperada, dada por idade e índice de sítio. Além da produção, em volume por unidade de área, podem informar o número de árvores, altura média, diâmetro médio, fator de forma e incremento médio anual. As tabelas de produção são mais adequadas para povoamentos florestais equiâneos, pois o crescimento é dado em função da idade e outras características (VANCLAY, 1994; PRETZSCH, 2010).

Segundo Clutter *et al.* (1983), as primeiras estimativas de crescimento florestal foram feitas somente para povoamentos completamente estocados, também chamados de povoamentos com densidade normal. No início do século XIX, os florestais alemães foram os primeiros a utilizar essa técnica, que posteriormente, formou a base para muitos outros modelos de crescimento e produção.

Os modelos de distribuição diamétrica simulam o crescimento em cada classe diamétrica separadamente, calculam o volume para a árvore média de cada classe de diâmetro e multiplicam este volume pelo número de árvores em cada classe. Os volumes são então, adicionados em todas as classes, para se obter os resultados para o povoamento (DAVIS *et al.*, 2001). De maneira semelhante, Von Gadow e Hui (1999) reportaram que esses modelos projetam o desenvolvimento de um limitado número de árvores, que representam toda a população e que cada uma dessas árvores deve exibir os atributos de uma subpopulação, com árvores similares de alguma maneira. As subpopulações podem ser formadas por classes diamétricas;

entretanto, para florestas multiâneas com várias espécies, elas podem ser formadas tendo como base vários outros atributos.

Conforme Clutter *et al.* (1983), todo modelo de distribuição diamétrica estima valores de parâmetros de alguma função probabilística, a qual define a probabilidade associada a cada valor específico de uma variável aleatória, neste caso o diâmetro do centro de cada classe diamétrica. Para efetuar a prognose da produção a partir de um modelo de distribuição diamétrica é necessário efetuar os seguintes passos: obter dados de parcelas permanentes; estimar os coeficientes da função densidade de probabilidade associada a cada parcela amostrada do povoamento; obter equações de regressão para estimar os parâmetros da função probabilística, ou os momentos, em uma segunda ocasião, utilizando como variáveis explicativas os atributos da floresta; avaliar e aplicar o modelo (SCOLFORO, 2006).

Para Nascimento *et al.* (2012), as funções densidade de probabilidade são, atualmente, as principais ferramentas na modelagem estrutural de plantios florestais e florestas multiâneas e heterogêneas, sendo o quesito base de um modelo por classe diamétrica.

Burkhart (2003) considerou os modelos de distribuição diamétrica como uma subdivisão dos modelos em nível de povoamento. Entretanto, Vanclay (1994) estabeleceu a interessante relação de que os modelos de classes diamétricas estão entre os modelos em nível de povoamento e os modelos de árvore individual. Modelos em nível de povoamento podem ser considerados como modelos de distribuição diamétrica, nos quais uma única classe de diâmetro comporta todo o povoamento florestal. Já, em modelos de árvore individual, cada árvore do povoamento constitui uma classe única (VANCLAY, 1994).

Os modelos de árvore individual empregam uma resolução muito maior; eles dividem o povoamento florestal em um mosaico de árvores e modelam suas interações como um sistema espacial e temporal. Nesse tipo de modelo, o nível de descrição é idêntico desde a observação biológica até a informação do modelo (árvore individual), que são equivalentes à unidade básica do povoamento. Como os modelos de árvore individual contêm mecanismos de interação entre a estrutura do povoamento e o crescimento, apresentam maior complexidade e flexibilidade quando comparados aos modelos em nível de povoamento e de distribuição diamétrica (PRETZSCH, 2010).

Para decidir sobre o nível de modelagem a ser utilizado, se em nível de povoamento ou árvore individual, o princípio de que se deve escolher um nível de detalhe abaixo do nível desejado para predição ganhou importância. Seguindo esse princípio, para modelagem de um povoamento florestal dever-se-ia usar modelos de árvores individuais, ou de classe diamétrica (VANCLAY, 1994; BURKHART, 2003).

Além dessas três classes de modelos de crescimento e produção florestal, existem os modelos de processos e os modelos de sucessão, também chamados de modelos de clareiras. Os modelos de processos são uma tentativa de explicar os processos de crescimento, tomando como variáveis de entrada a luz, a temperatura, a fertilidade do solo para modelagem da fotossíntese, da respiração e da alocação de produtos da fotossíntese. Esses modelos propiciam melhor entendimento da dinâmica do crescimento (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006) e têm sido testados cada vez mais para prognose do crescimento e produção florestal. Os modelos de processos são baseados nas relações físicas, químicas e ecofisiológicas básicas da floresta, tanto quanto possível e, até pouco tempo atrás, o rigor estatístico e quantitativo de suas estimativas não era o aspecto mais importante, mas sim, a compreensão das relações em que se baseiam (PRETZSCH, 2010).

Uma equação de crescimento em volume para o povoamento ($\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$) é função da idade, índice de sítio e densidade. No entanto, se modelos de distribuição diamétrica forem utilizados, serão também necessárias variáveis como diâmetro mínimo, variância dos diâmetros, diâmetro médio, sobrevivência, entre outras. Se um modelo para árvores individuais for adotado, além da série de variáveis já listadas, tornam-se fundamentais medidas de densidade pontuais, que expressem a competição entre as árvores. E, finalmente, para se desenvolver modelos baseados em processos, que estudam a interação entre as plantas, o solo e a atmosfera, serão necessárias variáveis climáticas, fisiológicas e que expressem a ciclagem de elementos nutrientes, por exemplo (SCOLFORO, 2006).

Por sua vez, os modelos de sucessão tentam descrever a sucessão das espécies florestais, entretanto são, geralmente, incapazes de fornecer informações sobre produção florestal (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006). Nos modelos de sucessão florestal, o estabelecimento, crescimento e mortalidade de cada árvore em pequenas áreas são simulados como função de fatores bióticos (competição) e abióticos (clima e solo). A mortalidade de uma árvore grande e dominante produz uma clareira na floresta, a qual leva à liberação de árvores supressas e aumento das

taxas de recrutamento que, por sua vez, conduzem o processo de sucessão; por isso a denominação de modelos de sucessão florestal, ou modelos de clareira (BUGMANN, 2001). Os modelos de sucessão florestal são um caso especial dos modelos de árvore individual, importantes devido à sua ampla aplicabilidade na avaliação dos efeitos das mudanças ambientais sobre as florestas (SHUGART, 2002). O primeiro modelo de sucessão florestal, denominado de JABOWA, foi desenvolvido por Botkin *et al.* (1972), para uma floresta em New England, Estados Unidos da América.

Burkhart e Tomé (2012) reportaram que há uma série de abordagens diferentes na modelagem do crescimento e produção florestal, incluindo os modelos de processos, híbridos e empíricos. Os modelos de crescimento e produção empíricos são desenvolvidos utilizando técnicas estatísticas e calibrados com uma base de dados apropriada. Seu objetivo é descrever o crescimento para certa variação de práticas silviculturais e condições de sítio, sem, contudo, possuir embasamento na teoria ou nos mecanismos do crescimento florestal. Já, os modelos baseados em processos incluem a descrição do comportamento de um sistema em termos de um conjunto de relações funcionais, suas inter-relações umas com as outras e com o sistema (LANDSBERG; SANDS, 2011). Os modelos de processos tratam da produção de matéria seca, em nível de folha ou dossel, e sua distribuição para as partes da planta, resultando no crescimento da árvore, ou povoamento (BURKHART; TOMÉ, 2012). Por fim, modelos que combinam componentes empíricos e baseados em processos são, frequentemente, denominados de modelos híbridos (BURKHART; TOMÉ, 2012); para Mäkelä *et al.* (2000), esses dois tipos de componentes devem ser combinados no mesmo nível hierárquico.

Enquanto os modelos empíricos convencionais propiciam acurácia estatística, os modelos baseados em processos potencialmente apresentam mais flexibilidade, generalidade e poder de prognose (LANDSBERG, 2003).

Para os modelos empíricos, desde que nas condições em que esses modelos são aplicados sejam as mesmas, ou muito semelhantes àquelas em que a base de dados foi obtida, tais modelos reproduzem previsões precisas de produção florestal futura. Assim, para desenvolver modelos empíricos é requerida extensa base de dados de monitoramento de longo prazo em parcelas permanentes, cobrindo vários regimes de manejo e níveis de produtividade (BURKHART; TOMÉ,

2012). Por outro lado, espera-se que os modelos baseados em processos tenham maior generalidade e poder exploratório, uma vez que são formados por equações que quantificam os processos fisiológicos que compõem e contribuem para o crescimento das árvores (LANDSBERG; SANDS, 2011).

A plausibilidade biológica das funções de crescimento e a possibilidade de explorar sua representatividade biológica são tão importantes quanto sua flexibilidade. O ajuste estatístico otimizado, utilizando modelos polinomiais, excluiria a possibilidade de interpretar os coeficientes da curva de crescimento em um contexto biológico, como fez Zeide (1989), Zeide (1993) e Zeide (2002). Consequentemente, a extrapolação das funções de crescimento além dos limites de variação dos dados observados, importante na modelagem e prognose, seria questionável utilizando modelos polinomiais empíricos (PRETZSCH, 2010).

Os modelos híbridos integram os conhecimentos da ciência florestal e ecologia, de modo que medições periódicas do volume de madeira são combinadas com avaliações de alocação de biomassa, eficiência do uso da luz, água e nutrientes, visando estimar produção primária líquida, dinâmica do povoamento florestal, produção para um determinado sítio, em relação a tratos silviculturais, condições climáticas, ou outros fatores (PRETZSCH, 2010).

Para atender às demandas dos gestores florestais, preocupados com a produção florestal, é necessário combinar os modelos baseados em processos com as análises estatísticas convencionais. Se os modelos baseados em processos estimarem a produção de biomassa aérea, essa pode ser transformada em número de árvores por unidade de área, o qual pode ser combinado com um modelo empírico de distribuição diamétrica, podendo fornecer estimativas quantitativas de crescimento e produção florestal (LANDSBERG, 2003).

Kimmins (1993) e Kimmins *et al.* (1999) recorreram aos modelos híbridos, combinando a abordagem de modelagem empírica tradicional com modelos baseados em processos, para criar um método de projeção da biomassa florestal futura, bem como outras variáveis do ecossistema. Kimmins (1993) e Kimmins *et al.* (1999) preocuparam-se em simular a ciclagem de nutrientes como meio de projetar os efeitos de diferentes estratégias de manejo florestal e mudanças ambientais, na fertilidade do solo e condições de crescimento das árvores no futuro.

3.5 MODELOS DE CRESCIMENTO DE ÁRVORE INDIVIDUAL

Clutter *et al.* (1983) reportaram que o desenvolvimento de equipamentos de computação de alta velocidade tornou possível aos estudiosos de modelagem do crescimento e produção considerar como a unidade básica dos modelos, árvores individuais em substituição ao povoamento florestal. Discutia-se muito naquela época sobre as vantagens e desvantagens de se utilizar modelos de crescimento em nível de povoamento e modelos de árvore individual. Contudo, Davis *et al.* (2001) reportaram que os modelos de crescimento de árvore individual fornecem a melhor ferramenta disponível para simular como povoamentos florestais crescem sob diferentes regimes de manejo.

O entendimento do desenvolvimento e dinâmica de populações de plantas e animais melhora significativamente quando as populações são divididas em um mosaico de indivíduos e interações, na forma de um sistema com dinâmica espacial e temporal. Um povoamento florestal, compreendido como um mosaico heterogêneo de árvores individuais, faz uso da configuração espacial e das diferentes características individuais das árvores para explicar e prever seu futuro desenvolvimento (PRETZSCH, 2010).

De acordo com Burkhart e Tomé (2012), modelos baseados na dinâmica de árvores individuais fornecem informações detalhadas sobre a estrutura e desenvolvimento do povoamento, incluindo a distribuição do seu volume por classes de tamanho. Além disso, tais modelos apresentam flexibilidade, o que permite modelar combinações de composição de espécies, estrutura do povoamento, regimes de manejo e métodos de regeneração. Os modelos de árvore individual apresentam o mais elevado nível de abstração e resolução dentre os modelos de crescimento e produção florestal, além de respostas sobre a relação entre a estrutura do povoamento e o crescimento individual das árvores (PRETZSCH, 2010; BURKHART e TOMÉ, 2012).

Modelos de árvore individual oferecem uma série de vantagens quando comparados a outras abordagens: são flexíveis; caracterizam o crescimento acuradamente sob grande variação de condições do povoamento; fornecem estimativas de alta resolução e detalhamento; apresentam maior capacidade para caracterizar impactos de danos e tratamentos silviculturais sobre os povoamentos, particularmente desbastes e podas (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Por outro lado, entre

as desvantagens dos modelos de árvore individual estão: o fato de serem mais dispendiosos para se desenvolver; exigem dados mais detalhados para seu uso e a composição dos erros é potencialmente maior; em alguns casos, requerem maior poder de computação e tempo para atualização de grandes inventários florestais (WEISKITTEL *et al.*, 2011).

Os modelos de crescimento de árvores individuais são sistemas de equações e procedimentos utilizados para estimar crescimento e produção de povoamentos, utilizando árvores como unidade básica da modelagem. Esses modelos são sistemas constituídos de uma função de mortalidade, regeneração ou ingresso, de um modelo para projeção do diâmetro e de um modelo de crescimento para a altura, ou de uma relação hipsométrica (BETTINGER *et al.*, 2009; CAMPOS e LEITE, 2009; BURKHART e TOMÉ, 2012). Contudo, em plantios florestais, normalmente não se considera o recrutamento ou ingresso (MARTINS, 2011).

A probabilidade de mortalidade de uma árvore pode ser estimada, para uma idade futura, por meio de uma função probabilística, como a função Weibull (MARTINS, 2011). Entretanto a função mais utilizada é a função logística (MONSERUD e STERBA, 1999; SCHNEIDER *et al.*, 2005; CAO e STRUB, 2008; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010). De acordo com Davis *et al.* (2001), a mortalidade é função, primeiramente, do índice de competição, das dimensões da árvore e de variáveis do povoamento florestal.

O centro de todo modelo de crescimento de árvore individual é um índice de competição, utilizado para determinar o crescimento e mortalidade durante a simulação. Esse índice deve quantificar o estresse competitivo, ou a habilidade competitiva, experimentada por uma árvore e, na maioria dos casos, é considerado para representar o efeito total da competição por recursos escassos (luz, água, nutrientes e espaço físico) (DANIELS e BURKHART, 1975).

O processo de competição tem sido classificado de duas maneiras básicas: I) simétrica ou assimétrica; e II) unilateral ou bilateral. Na competição bilateral, os recursos do ambiente são divididos, igualmente ou proporcionalmente ao tamanho das árvores, enquanto que na unilateral as maiores árvores não são afetadas por suas vizinhas menores. Quando existe uma perfeita divisão dos recursos quanto ao tamanho das árvores, a competição é simétrica. É possível afirmar que a competição unilateral é considerada como um caso extremo da competição assimétrica; já a bilateral é considerada como sendo simétrica ou assimétrica dependendo se a

divisão dos recursos é proporcional ao porte das árvores, ou não (SOARES; TOMÉ, 2003).

Os índices de competição bilateral independentes da distância mais comuns são o número de árvores e área basal por unidade de área (WEISKITTEL *et al.*, 2011), ambas medidas de densidade do povoamento. Segundo Zeide (2005), devido ao fato de as árvores serem os maiores e mais longevos organismos do planeta Terra, o efeito da sua inter-relação é ampliado, o que, por sua vez, exige que a densidade florestal seja avaliada com abordagens mais sofisticadas do que o simples número de indivíduos, comumente utilizado em outros ramos da ecologia.

A competição unilateral é uma tentativa de descrever a posição sociológica de uma árvore em um povoamento e quantificar a competitividade do ambiente à sua volta. Consequentemente, os índices de competição unilateral são, frequentemente, únicos para cada indivíduo em um povoamento. Existem numerosos índices de competição unilateral, tanto dependentes como independentes da distância (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Os índices de competição, ou índices de densidade pontuais, podem ser tratados como dependentes ou independentes da distância. Os independentes da distância consideram que a competição não é avaliada pela localização da árvore objeto em relação às suas vizinhas; já os dependentes da distância usam mapeamento das árvores em uma parcela para determinar a competição (DAVIS *et al.*, 2001).

Parece haver um consenso entre vários autores, de que os modelos de crescimento de árvores individuais podem ser classificados em modelos independentes da distância e modelos dependentes da distância, em alguns casos, chamados de modelos não espaciais ou espaciais, respectivamente (CLUTTER *et al.*, 1983; VANCLAY, 1994; VON GADOW e HUI, 1999; DAVIS *et al.*, 2001; SCOLFORO, 2006; BETTINGER *et al.*, 2009; CAMPOS e LEITE, 2009; PRETZSCH, 2010; BURKHART e TOMÉ, 2012).

Nos modelos de crescimento de árvore individual independentes da distância, o crescimento e mortalidade das árvores são dependentes do tamanho e da localização das árvores no povoamento, em relação às demais árvores, as quais competem por luz, água, nutrientes etc. No entanto, a distância de uma árvore até sua vizinha, ou vizinhas, não é utilizada como uma variável nesses modelos, ou seja, não utilizam informações a respeito da distribuição espacial das árvores

envolvidas na projeção do crescimento (CLUTTER *et al.*, 1983; VANCLAY, 1994; BETTINGER *et al.*, 2009).

Por outro lado, os modelos de crescimento de árvore individual dependentes da distância utilizam medições detalhadas da posição espacial de cada árvore com relação às suas vizinhas, para expressar a competição entre elas. Este tipo de modelo utiliza informações espaciais para tentar calcular a competição entre as árvores e simular estruturas dimensionais da árvore e de seus atributos (localização da árvore, altura, diâmetro e características da copa) para, assim, derivar informações sobre o povoamento florestal (VANCLAY, 1994; BETTINGER *et al.*, 2009).

Existem algumas limitações que restringem a utilização dos modelos dependentes da distância, como: I) dados de parcelas permanentes raramente contêm as medidas detalhadas necessárias para formular tais modelos; II) o custo de obtenção dessas medidas detalhadas é alto quando comparado aos demais tipos de modelos de crescimento e produção; e III) os índices de competição, que fornecem a base para a maioria desses modelos raramente apresentam melhores desempenhos do que medidas da competição em nível de povoamento, como a área basal. Dessa forma, as despesas para aplicação dessa metodologia não são garantia de melhores desempenhos. Modelos de crescimento de árvore individual independentes da distância oferecem uma alternativa factível para previsões do crescimento e outras informações importantes para o manejo florestal (VANCLAY, 1994; DAVIS *et al.*, 2001).

Nos modelos de árvore individual, para realizar a prognose do crescimento em diâmetro e altura das árvores, geralmente são utilizados modelos que incluem como variáveis independentes as dimensões da árvore na idade presente, o índice de sítio e variáveis que expressem a competição entre as árvores (CAMPOS e LEITE, 2009; SUBEDI e SHARMA, 2011). Por sua vez, o volume individual das árvores pode ser estimado periodicamente, pela aplicação de uma equação de volume conhecidas as dimensões (diâmetro e altura) da árvore (DANIELS e BURKHART, 1975).

Para determinar características para o povoamento florestal, como o volume por hectare, utilizando modelos de crescimento de árvore individual, o registro de cada árvore é submetido a uma função para estimar a probabilidade de mortalidade. Então, as árvores que continuarem vivas serão submetidas a uma função de

crescimento e à aplicação de um fator de proporcionalidade, para o número de árvores por hectare. A soma da contribuição de cada árvore registrada será utilizada para produzir estimativas para o povoamento florestal (BETTINGER *et al.*, 2009).

Um dos trabalhos pioneiros sobre modelos de crescimento de árvore individual foi o trabalho de Daniels e Burkhart (1975). Esses autores desenvolveram um modelo de simulação para computador visando estimar o crescimento e produção de plantios de *Pinus taeda*, nos Estados Unidos da América. A principal finalidade do simulador foi a sua utilização como ferramenta de aprendizado em escolas de Engenharia Florestal. Os autores concluíram que, comparado aos modelos de crescimento e produção em nível de povoamento, o simulador foi mais flexível em termos de estimativas do crescimento e produção florestal, para diferentes alternativas de regimes de manejo florestal.

O modelo desenvolvido por Daniels e Burkhart (1975) recebeu a denominação de PTAEDA. Em sua segunda versão, o PTAEDA2 incluía um índice de competição, equações de crescimento em diâmetro e altura e função de mortalidade, essenciais para qualquer modelo de árvore individual. Contudo, para ser possível a representação do povoamento de *Pinus taeda* desde as idades iniciais, o PTAEDA2 permitia simular o plantio com diferentes opções de alinhamento, número de árvores e incluía uma equação específica para sobrevivência das mudas. Enquanto o índice de competição avaliava a competição intraespecífica, no PTAEDA2 havia, ainda, uma equação para representar a competição interespecífica, já que os povoamentos de *Pinus taeda* são frequentemente afetados pela competição com árvores folhosas nos Estados Unidos da América. Tratamentos de fertilização, desbastes e poda também eram simulados no PTAEDA2, sendo representados pelo aumento do índice de sítio, eliminação das árvores competidoras no índice de competição e diminuição da razão de copa, respectivamente (BURKHART *et al.*, 1987). Westfall *et al.* (2004) desenvolveram e implementaram no PTAEDA2 um sistema de equações para projetar o crescimento de *Pinus taeda* intensivamente manejado desde a fase juvenil, sob diferentes preparos de solo, tipos de fertilização e controle de matocompetição.

Hoje, o PTAEDA está disponível em sua terceira versão PTAEDA3, e constitui um modelo de crescimento de árvore individual dependente da distância capaz de estimar a produção florestal desde o plantio, ou ponto intermediário, até o final da idade de rotação (BETTINGER *et al.*, 2009).

De acordo com Cao (2006), a maior resolução dos modelos de árvore individual é acompanhada de problemas de acúmulo de erros quando se produz estimativas para o povoamento. Assim, as projeções feitas para o povoamento podem apresentar falta de acurácia e precisão, fazendo com que os usuários dos modelos de crescimento e produção prefiram os modelos em nível de povoamento. Cao (2006) aperfeiçoou as estimativas de um modelo de crescimento de árvore individual para *Pinus taeda*, no Sul dos Estados Unidos da América, fazendo com que as somas de suas estimativas correspondessem às estimativas de um modelo em nível de povoamento.

Davis *et al.* (2001) e Bettinger *et al.* (2009), além do PTAEDA3, citaram diversos outros simuladores baseados em modelos de crescimento de árvore individual, como: *Forest Vegetation Simulator* (FVS), *California Conifer Timber Output Simulator* (CACTOS); ORGANON, SLPSS, OAKSIM, entre outros. Esses simuladores foram desenvolvidos para diversas espécies e tipologias florestais, contudo o FVS tem capacidade para cobrir todas as regiões florestais dos Estados Unidos da América e é disponibilizado sem custo pelo Serviço Florestal daquele país.

Soares e Tomé (2003) desenvolveram um modelo de crescimento de árvore individual para plantações de *Eucalyptus globulus* Labill., nas regiões da costa Norte e Central de Portugal, chamado GLOBTREE. O GLOBTREE foi constituído de diversos submodelos, alguns previamente estabelecidos, como, as equações para estimativa da razão de copa, equação hipsométrica, volumétrica e de sítio. Para ser operacionalizado, o modelo ainda contou com uma equação para incremento diamétrico, constituída por uma função do crescimento potencial multiplicada por uma equação modificadora, essa última, função do índice de competição; e um submodelo de probabilidade de sobrevivência das árvores, simulada com a função logística.

Conforme citado anteriormente, enquanto em outros países os modelos de crescimento de árvores individuais são amplamente estudados e difundidos, no Brasil, ainda são escassos os trabalhos sobre o assunto, podendo-se citar os trabalhos de Della-Flora *et al.* (2004), para *Nectandra megapotamica*; Chassot *et al.* (2011), para *Araucaria angustifolia*; Orellana (2014), para um fragmento de Floresta Ombrófila Mista; Mendes *et al.* (2006), Castro (2011), Martins (2011), Castro *et al.* (2013a) e Castro *et al.* (2013b) para espécies do gênero *Eucalyptus*.

O modelo de árvores individuais desenvolvido por Castro *et al.* (2013a) apresentou tendência de subestimativa ao projetar o número de árvores, com relação às parcelas utilizadas para validação do modelo. Todavia, foram derivadas estimativas acuradas de diâmetro, altura e volume por hectare, para todas as classes de produtividade, nas idades futuras. No entanto, foi observado que quanto maior a idade futura, maiores são os erros das estimativas.

Recentemente, Miranda (2016) apresentou a projeção da produção de plantios de *Pinus taeda* com um modelo de árvore individual, para a região de Telêmaco Borba, estado do Paraná. O modelo de Miranda (2016) é constituído de uma equação para estimar a mortalidade por classe de diâmetro, equações de crescimento em diâmetro à altura do peito e altura total e equação de volume, sendo o primeiro modelo completo de crescimento e produção florestal baseado em árvores individuais, para *Pinus taeda*, no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ABRAF – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico ABRAF 2013 ano base 2012**. Brasília: ABRAF, 2013. 148 p.
- ANTÓN-FERNÁNDEZ, C.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling the effects of initial spacing on stand basal area development of loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 58, n. 2, p. 95-105, 2012.
- ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon Press, 1970. 506 p.
- BETTINGER, P.; BOSTON, K.; SIRY, J. P.; GREBNER, D. L. **Forest management and planning**. Amsterdam: Elsevier, 2009. 331 p.
- BINKLEY, D. A hypothesis about the interaction of tree dominance and stand production through stand development. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 190, n. 2-3, p. 265-271, 2004.
- BINKLEY, D.; KASHIAN, D. M.; BOYDEN, S.; KAYE, M. W.; BRADFORD, J. B.; ARTHUR, M. A.; FORNWALT, P. J.; RYAN, M. G. Patterns of growth dominance in forests of the Rocky Mountains, USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 193-201, 2006.
- BINKLEY, D. **Forest Nutrition Management**. New York: John Wiley and Sons, 1986. 290 p.
- BINKLEY, D.; STAPE, J. L.; RYAN, M. G.; BARNARD, H. R.; FOWNES, J. H. Age-related decline in forest ecosystem growth: an individual-tree, stand-structure hypothesis. **Ecosystems**, Berlin, v. 5, n. 1, p. 58-67, 2002.
- BOTKIN, D. B. **Forest dynamics: an ecological model**. Oxford: Oxford University Press, 1993. 309 p.
- BOTKIN, D. B.; JANAK, J. F.; WALLIS, J. R. Some ecological consequences of a computer model of forest growth. **Journal of Ecology**, London, v. 60, n. 3, p. 849-872, 1972.
- BUGMANN, H. A review of forest gap models. **Climatic Change**, Amsterdam, v. 51, p. 259-305, 2001.
- BURKHART, H. E.; FARRAR, K. D.; AMATEIS, R. L.; DANIELS, R. F. **Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1987. 28 p.
- BURKHART, H. E. Suggestions for choosing an appropriate level for modelling forest stands. In: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. **Modelling Forest Systems**. Wallingford: CABI Publishing, 2003. p. 3-10.

BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling forest trees and stands**. New York: Springer, 2012. 457 p.

BURNS, R. M.; HONKALA, B. H. **Silvics of North America**. v. 1 Conifers. Washington: USDA Forest Service, 1990. 1383 p.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa: Editora da UFV, 2009. 548 p.

CAO, Q. V. Predictions of individual-tree and whole-stand attributes for loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 342-347, 2006.

CAO, Q. V.; STRUB, M. Evaluation of four methods to estimate parameters of an annual tree survival and diameter growth model. **Forest Science**, Bethesda, v. 54, n. 6, p. 617-624, 2008.

CARMEAN, W. H. Forest site quality evaluation in the United States. **Advances in Agronomy**, New York, v. 27, p. 209-269, 1975.

CASTRO, R. V. O. **Modelagem do crescimento em nível de árvores individuais utilizando redes neurais e autômatos celulares**. 80 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B.; LEITE, H. G.; SOUZA, A. L. de; NOGUEIRA, G. S.; MARTINS, F. B. Individual growth model for *Eucalyptus* stands in Brazil using Artificial Neural Network. **Forestry**, v. 2013, ID do artigo 196832, 12 p., 2013a.

CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B.; MARTINS, F. B.; LEITE, H. G. Crescimento e produção de plantios comerciais de eucalipto estimados por duas categorias de modelos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 48, n. 3, p. 287-295, 2013b.

CHASSOT, T.; FLEIG, F. D.; FINGER, C. A. G.; LONGHI, S. J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze em Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 21, n. 2, p. 303-313, 2011.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley and Sons, 1983. 333 p.

CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 11, p. 1965-1974, 2010.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. **Simulation of individual tree growth and stand development in managed loblolly pine plantations**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1975. 69 p.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest management**: to sustain ecological, economic and social values. 4 ed. Long Grove: Waveland Press, Inc., 2001. 804 p.

DELLA-FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de incremento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.

EPSTEIN, E.; BLOOM, A. J. **Nutrição mineral de plantas**: Princípios e perspectivas. 2. ed. Londrina: Editora Planta, 2006. 403 p.

GAERTNER, E. E. Tree growth in relation to the environment. **The Botanical Review**, New York, v. 30, n. 3, p. 393-436, 1964.

GERNANDT, D. S.; LÓPEZ, G. G.; GARCÍA, S. O.; LISTON, A. Phylogeny and classification of *Pinus*. **Taxon**, Bratislava, v. 54, n. 1, p. 29-42, 2005.

GOMPERTZ, B. On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, London, v. 115, p. 513-583, 1825.

GOWER, S. T.; McMURTRIE, R. E.; MURTY, D. Aboveground net primary production decline with stand age: potential causes. **Trends in Ecology and Evolution**, Maryland Heights, v. 11, n. 9, p. 378-382, 1996.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção da extração vegetal e da silvicultura**. v. 29. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. 56 p.

INOUE, S.; SHIROTA, T.; MITSUDA, Y.; ISHII, H.; GYOKUSEN, K. Effects of individual size, local competition and canopy closure on the stem volume growth in a monoclonal Japanese cedar (*Cryptomeria japonica* D. Don) plantation. **Ecological Research**, Kyoto, v. 23, n. 6, p. 953-964, 2008.

JOLY, A. B. **Botânica**: introdução à taxonomia vegetal. 13 ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2002. 777 p.

KERMACK, K. A. A biometrical study of *Micraster coranguinum* and *M. (Isomicraster) senonensis*. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, London, v. 237, n. 649, p. 375-428, 1954.

KIMMINS, J. P.; MAILLY, D.; SEELY, B. Modelling forest ecosystem net primary production: the hybrid simulation approach used in FORECAST. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 122, n. 3, p. 195-224, 1999.

KIMMINS, J. P. **Scientific foundations for the simulation of ecosystem function and management in FORCYTE-11**. Edmonton: Forestry Canada, Northwest Region, Northern Forestry Centre, 1993. 88 p.

KIRSCHBAUM, M. U. F. Direct and indirect climate change effects on photosynthesis and transpiration. **Plant Biology**, Hoboken, v. 6, n. 3, p. 242-253, 2004.

LANDSBERG, J. Modelling forest ecosystems: state of the art, challenges, and future directions. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 33, n. 3, p. 385-397, 2003.

LANDSBERG, J.; SANDS, P. **Physiological ecology of forest production: principles, processes and models**. 4 v. London: Academic Press, 2011. 325 p.

LORENZI, H.; SOUZA, H. M. de; TORRES, M. A. V.; BACHER, L. B. **Árvores exóticas no Brasil: madeireiras, ornamentais e aromáticas**. Nova Odessa: Instituto Plantarum de Estudos da Flora Ltda., 2003. 368 p.

LUNDQVIST, B. **Om höjdtvecklingen i kulturbestånd av tall och gran i Norrland**. Stockholm: Meddelanden från statens skogsforskningsinstitut, 1957, 64 p.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MACKINNEY, A. L.; SCHUMACHER, F. X.; CHAIKEN, L. E. Construction of yield tables for nonnormal loblolly pine stands. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 54, n. 7, p. 531-545, 1937.

MÄKELÄ, A.; LANDSBERG, J.; EK, A. R.; BURK, T. E.; TER-MIKAELIAN, M.; ÅGREN, G. I.; OLIVER, C. D.; PUTTONEN, P. Process-based models for forest ecosystem management: current state of the art and challenges for practical implementation. **Tree Physiology**, v. 20, n. 5-6, p. 289-298, 2000.

MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos**. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

MATTHEW, W. D. The evolution of horse: a record and its interpretation. **The Quarterly Review of Biology**, Chicago, v. 1, n. 2, p. 139-185, 1926.

MENDES, B. R.; CALEGARIO, N.; VOLPATO, C. E. S.; MELLO, A. A. de. Desenvolvimento de modelos de crescimento de árvores individuais fundamentado em equações diferenciais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 254-263, 2006.

MIRANDA, R. O. V. de. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 168 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, n. 2-3, p. 109-123, 1999.

MURTY, D.; McMURTRIE, R. E. The decline of forest productivity as stands age: a model-based method for analysing causes for the decline. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 134, n. 2-3, p. 185-205, 2000.

NASCIMENTO, R. G. M.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; HIGUCHI, N. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística de Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 70, p. 93-103, 2012.

NORBY, R. J.; DELUCIA, E. H.; GIELEN, B.; CALFAPIETRA, C.; GIARDINA, C. P.; KING, J. S.; LEDFORD, J.; MCCARTHY, H. R.; MOORE, D. J.; CEULEMANS, R.; ANGELIS, P. de; FINZI, A. C.; KARNOSKY, D. F.; KUBISKE, M. E.; LUKAC, M.; PREGITZER, K. S.; SCARASCIA-MUGNOZZA, G. E.; SCHLESINGER, W. H.; OREH, R. Forest response to elevated CO₂ is conserved across a broad range of productivity. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Washington, v. 102, n. 50, p. 18052-18056, 2005.

ODUM, H. T. Primary production in flowing waters. **Limnology and Oceanography**, Waco, v. 1, n. 2, p. 102-117, 1956.

ORELLANA, E. **Sucessão florestal, regimes de manejo e competição avaliados por modelos de árvore individual em um fragmento de Floresta de Araucária**. 154 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

PERRY, D. A. **Forest Ecosystems**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1994. 649 p.

PRETZSCH, H.; BIBER, P. A re-evaluation of Reineke's rule and stand density index. **Forest Science**, Bethesda, v. 51, n. 4, p. 304-320, 2005.

PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model**. London: Springer, 2010. 664 p.

PRETZSCH, H. Species-specific allometric scaling under self-thinning: evidence from long-term plots in forest stands. **Oecologia**, Berlin, v. 146, n. 4, p. 572-583, 2006.

PRETZSCH, H. Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.): evidence from long-term experimental plots. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 3, p. 193-205, 2005.

PRICE, R. A.; LISTON, A.; STRAUSS, S. H. Phylogeny and systematics of *Pinus*. In: RICHARDSON, D. M. **Ecology and Biogeography of Pinus**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. p. 49-68.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Florestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997. 586 p.

RALSTON, C. W. Evaluation of forest site productivity. **International Review of Forestry Research**, New York, v. 1, p. 171-201, 1964.

REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 10, n. 29, p. 290-300, 1959.

RYAN, M. G.; BINKLEY, D.; FOWNES, J. H. Age-related decline in forest productivity: pattern and process. **Advances in Ecological Research**, Waltham, v. 27, p. 213-262, 1997.

RYAN, M. G.; BINKLEY, D.; FOWNES, J. H.; GIARDINA, C. P.; SENOCK, R. S. An experimental test of the causes of forest growth decline with stand age. **Ecological Monographs**, Washington, v. 74, n. 3, p. 393-414, 2004.

RYAN, M. G.; YODER, B. J. Hydraulic limits to tree height and tree growth. **BioScience**, Oxford, v. 47, n. 4, p. 235-242, 1997.

RYAN, M. G.; WARING, R. H. Maintenance respiration and stand development in a subalpine lodgepole pine forest. **Ecology**, Hoboken, v. 73, n. 6, p. 2100-2108, 1992.

SCHNEIDER, P. R.; FORTES, F. O.; SOUZA, L. H. S.; LÚCIO, A. D.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. S. P. Análise da mortalidade de *Acacia mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 15, n. 2, p. 137-143, 2005.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal**. Santa Maria: FACOS – UFSM, 2008. 566 p.

SCHÖNAU, A. P. G. Problems in using vegetation or soil classification in determining site quality. **South African Forestry Journal**, Pretoria, v. 141, n. 1, p. 13-18, 1987.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

SCOLFORO, J. R. S. Curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **IPEF**, Piracicaba, n. 45, p. 40-47, 1992.

SELLE, G. L.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Classificação de sítios para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 77-95, 1994.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO. **Florestas do Brasil em resumo – 2013**: dados de 2007-2012. Brasília: Serviço Florestal Brasileiro, 2013. 188 p.

SHARMA, M.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling the effect of density on the growth of loblolly pine trees. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v.26, n. 3, p. 124-133, 2002.

SHIMIZU, J. Y. **Pínus na silvicultura brasileira**. Colombo: Embrapa Florestas, 2008. 223 p.

SHUGART, H. H. Forest gap models. In: MUNN, T. **Encyclopedia of global environmental change**. Chichester: John Wiley and Sons, 2002. p. 316-323.

SMITH, F. W.; LONG, J. N. Age-related decline in forest growth: an emergent property. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 144, n. 1-3, p. 175-181, 2001.

SOARES, P.; TOMÉ, M. GLOBTREE: an individual tree growth model for *Eucalyptus globulus* in Portugal. In: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. **Modelling Forest Systems**. Wallingford: CABI Publishing, 2003. p. 97-110.

SPIECKER, H. **Análise do crescimento florestal**: a concorrência e sua importância no desbaste. Curitiba: FUPEF – Série Técnica n.8, 1981, 62 p.

SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. **Growth trends in european forests**. Berlin: Springer-Verlag – European Forest Institute Research Report n. 5, 1996. 367 p.

SUBEDI, N.; SHARMA, M. Individual-tree diameter growth models for black spruce and jack pine plantations in northern Ontario. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 261, n. 11, p. 2140-2148, 2011.

TÉO, S. J.; MACHADO, S. A.; SILVA, L. C. R. da; FIGURA, M. A. Índice de densidade do povoamento para bracatingais nativos da região metropolitana de Curitiba, PR. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 1, p. 54-61, 2008.

TSCHIEDER, E. F.; FERNÁNDEZ, M. E.; SCHLICHTER, T. M.; PINAZO, M. A.; CRECHI, E. H. Influence of growth dominance and individual tree growth efficiency on *Pinus taeda* stand growth. A contribution to the debate about why stands productivity declines. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 277, n. 1, p. 116-123, 2012.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

VON BERTALANFFY, L. A quantitative theory of organic growth (inquiries on growth laws. II). **Human Biology**, Detroit, v. 10, n. 2, p. 181-213, 1938.

VON GADOW, K.; HUI, G. **Modelling forest development**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1999. 213 p.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of Applied Mechanics**, New York, v. 18, p. 293-297, 1951.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

WESTFALL, J. A.; BURKHART, H. E.; ALLEN, H. L. Young stand growth modeling for intensively-managed loblolly pine plantations in southeastern U.S. **Forest Science**, Bethesda, v. 50, n. 6, p. 823-835, 2004.

WHITTAKER, R. H.; WOODWELL, G. M. Surface area relations of woody plants and forest communities. **American Journal of Botany**, Saint Louis, v. 54, n. 8, p. 931-939, 1967.

WOODALL, C. W.; MILES, P. D.; VISSAGE, J. S. Determining maximum stand density index in mixed species stands for strategic-scale stacking assessments. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 216, n. 1-3, p. 367-377, 2005.

ZEIDE, B. Accuracy of equations describing diameter growth. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 19, n. 10, p. 1283-1286, 1989.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

ZEIDE, B. Analysis of the $3/2$ power law of self-thinning. **Forest Science**, Bethesda, v. 33, n. 2, p. 517-537, 1987.

ZEIDE, B. Density and the growth of even-aged stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 48, n. 4, p. 743-754, 2002.

ZEIDE, B. How to measure stand density. **Trees**, Berlin, v. 19, n. 1, p. 1-14, 2005.

ZEIDE, B. Ranking of forest growth factors. **Environmental and Experimental Botany**, Oxford, v. 20, n. 4, p. 421-427, 1980.

ZEIDE, B. Thinning and growth: a full turnaround. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 99, n. 1, p. 20-25, 2001.

ZEIDE, B. Tolerance and self-tolerance of trees. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 13, n. 3-4, p. 149-166, 1985.

ZHANG, S.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling individual tree growth for juvenile loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 89, n. 1-3, p. 157-172, 1996.

CAPÍTULO 1 – ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA PARA CLASSIFICAÇÃO DE SÍTIOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA

RESUMO

Neste capítulo, o objetivo foi testar diferentes funções de crescimento, em sua forma integral e a abordagem da diferença algébrica (ADA), para modelagem do crescimento em altura dominante de povoamentos de *Pinus taeda* L., visando a construção de curvas de índice de sítio. Os dados para este estudo são provenientes de 652 parcelas medidas em povoamentos de *Pinus taeda*, localizados nos municípios de Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande, no estado de Santa Catarina. As funções de Richards, Lundqvist-Korf e Hossfeld IV/McDill-Amateis, em sua forma integral e suas equações dinâmicas derivadas pela ADA, foram ajustadas por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton. A avaliação das funções para modelagem do crescimento em altura dominante foi feita por meio da significância, consistência lógica e biológica das estimativas dos parâmetros, critérios estatísticos de ajuste e precisão, análise dos resíduos studentizados, validação e análise gráfica das curvas de índice de sítio sobre a trajetória do crescimento em altura dominante. Considerando os critérios estatísticos de ajuste e precisão, análise dos resíduos e validação das equações de crescimento em altura dominante, merecem destaque pelo bom desempenho as equações diferenciais Lundqvist-Korf_*k*, Richards_*m* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c*. Quanto à análise das curvas de índice de sítio sobre a projeção do crescimento em altura dominante observado, a equação Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* apresentou superioridade em relação às demais, sendo então, selecionada para gerar curvas polimórficas com assíntota comum. De maneira geral, as formas diferenciais das funções de crescimento apresentaram melhor ajuste e precisão do que suas formas integrais.

Palavras-chave: Funções de crescimento. ADA. Índice de sítio. Curvas polimórficas.

CHAPTER 1 – ALGEBRAIC DIFFERENCE APPROACH FOR FOREST SITE CLASSIFICATION OF *Pinus taeda* L., IN THE MIDDLE WEST REGION OF SANTA CATARINA, BRAZIL

ABSTRACT

The objective of this chapter was to test different growth functions, in their integral form and the algebraic difference approach (ADA), for modeling dominant height growth of *Pinus taeda* L. plantations, aiming to build site index curves. Data for this research came from 652 sample plots measured in *Pinus taeda* stands, located in the counties of Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília and Timbó Grande, all in Santa Catarina state, Brazil. The Richards, Lundqvist-Korf and Hossfeld IV/McDill-Amateis functions, in their integral form and their dynamic equations derived by ADA, were fitted by the PROC NLIN procedure of the SAS® *University Edition* software, based on the Gauss-Newton algorithm. The evaluation of the functions for modeling dominant height growth was done by the significance, logic and biologic consistency of the estimates of parameters, statistic criteria of goodness of fit and precision, analysis of studentized residuals, validation and graphical analysis of the site index curves over the trajectory of the observed dominant height growth. Considering the statistic criteria of fitting and precision, residual analysis and validation of the dominant height growth equations, the difference equations with the best performance were Lundqvist-Korf_*k*, Richards_*m* and Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c*. According to the analysis of site index curves plotted over the projection of observed dominant height growth, the Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* showed superiority in relation to other equations, thus being selected to generate polymorphic curves with single asymptote. In general way, the differential forms of the growth functions were more precise than their integral forms.

Key words: Growth functions. ADA. Site index. Polymorphic curves.

1.1 INTRODUÇÃO

Engenheiros florestais entendem o sítio florestal como uma unidade geográfica uniforme caracterizada por uma combinação estável de fatores ambientais, ou como um fator de produção primário de madeira e outros recursos florestais (SCHÖNAU, 1987; SCHÖNAU e PURNELL, 1987). De acordo com Avery e Burkhart (2002), na terminologia florestal, o sítio refere-se à área na qual uma árvore ou povoamento se desenvolve; o ambiente do sítio determina o tipo e qualidade de vegetação que a área pode sustentar, ou conforme Davis *et al.* (2001), determina o potencial fotossintético da área.

Primeiramente, a palavra sítio possui conotação de localização geográfica. O segundo significado da palavra envolve a totalidade das condições ambientais existentes nesse local. Uma localização geográfica não pode existir sem um ambiente associado, tampouco um ambiente pode existir sem ter localização geográfica (CLUTTER *et al.*, 1983).

Frequentemente, o crescimento florestal varia devido à interação de vários fatores ambientais, ou fatores externos (GAERTNER, 1964). A qualidade do sítio consiste na capacidade produtiva de uma área, decorrente de suas características ambientais (físicas e biológicas), para uma espécie arbórea particular ou tipologia florestal (CARMEAN, 1975; CLUTTER *et al.*, 1983; PRODAN *et al.*, 1997). A qualidade de sítio é considerada uma propriedade inerente da terra, estando ela ocupada por floresta ou não (DAVIS *et al.*, 2001).

A classificação dos sítios florestais pode servir para diversos propósitos, incluindo a estratificação ecológica para otimização das estimativas de crescimento e produção florestal (SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008). As informações sobre a qualidade dos sítios são essenciais para identificar o potencial produtivo da terra e guiar práticas de diagnóstico e prescrições silviculturais (AVERY e BURKHART, 2002; BURKHART e TOMÉ, 2012). Se uma área puder ser mapeada para mostrar a relação entre o crescimento florestal e as intensidades relativas dos fatores do ambiente considerados importantes para o crescimento, então, não somente o crescimento será conhecido, mas também as propriedades do sítio que têm grande importância para práticas de manejo e produtividade florestal (RENNIE, 1963).

Os empreendimentos florestais ocupam vastas áreas de terra, com características heterogêneas, resultando em diferentes níveis de produtividade.

Manejar essas extensas áreas de florestas sem qualquer diferenciação ou classificação de potencial produtivo pode levar a resultados insatisfatórios (TÉO *et al.*, 2011). A determinação da produtividade dos sítios é fator básico na condução de povoamentos florestais e no planejamento da produção madeireira de uma empresa florestal (SELLE *et al.*, 1994), pois, da maior ou menor produtividade dos sítios dependem a dimensão dos produtos primários advindos da floresta e a viabilidade de empreendimentos florestais (SCOLFORO, 1992).

Em síntese, a quantificação da produtividade dos sítios e o mapeamento dos sítios permitem a estratificação dos povoamentos florestais, tanto para fins de inventário como de colheita florestal, ou ainda, elucidando os riscos para o manejo das florestas e fortalecendo as bases para o planejamento local, regional, em curto, médio ou longo prazo (SCOLFORO e MACHADO, 1988a; SCOLFORO e MACHADO, 1988b; SCOLFORO, 1992).

Para estimar a qualidade dos sítios florestais, mede-se alguns atributos do sítio, ou da vegetação que esteja se desenvolvendo no sítio, para estimar e quantificar um índice de produtividade básica do local (DAVIS *et al.*, 2001). A avaliação da qualidade de sítios florestais pode ser realizada por meio de métodos diretos ou indiretos (CARMEAN, 1975; CLUTTER *et al.*, 1983; PRODAN *et al.*, 1997; AVERY e BURKHART, 2002). Os métodos diretos utilizam informações de registros históricos de produção, informações de crescimento e produção em volume ou altura da espécie florestal de interesse. Os métodos indiretos utilizam informações de espécies florestais, do dossel ou do sub-bosque, relacionadas com a espécie de interesse, ou fatores topográficos, climáticos e edáficos (CLUTTER *et al.*, 1983). Skovsgaard e Vanclay (2008) e Weiskittel *et al.* (2011) classificaram as formas de avaliação da qualidade de sítios em fitocêntricas, baseadas em características da vegetação e geocêntricas, fundamentadas nas propriedades do sítio, como características físicas do clima, topografia ou solo.

Os métodos diretos, quase invariavelmente, fornecem melhores avaliações da qualidade dos sítios do que os métodos indiretos (CLUTTER *et al.*, 1983). Segundo Skovsgaard e Vanclay (2008), a abordagem geocêntrica nem sempre é prática, acessível ou suficientemente precisa para aplicações em manejo florestal.

Desde o início do século XX, um grupo de pesquisadores florestais dos Estados Unidos da América era fortemente favorável à utilização do crescimento em altura como um índice de qualidade de sítio. Eles reconheciam o volume como a

descrição definitiva do sítio, porém perceberam as dificuldades práticas da utilização do volume para avaliação direta da qualidade do sítio (CARMEAN, 1975).

Para ser mais útil aos propósitos de modelagem e predição, uma medida da qualidade do sítio deve ser quantitativa, objetiva, facilmente determinada e, quando utilizar variáveis de árvores, deve ser livre da influência da densidade da floresta (BURKHART e TOMÉ, 2012). As árvores utilizadas para estimativa do índice de sítio devem ser escolhidas entre as classes sociológicas superiores. A altura dominante, que representa essas árvores, é menos afetada por desbastes e é um indicador de produtividade do sítio mais estável (CLUTTER *et al.*, 1983; SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008).

O crescimento em altura das árvores dominantes como medida da qualidade de sítio tem sido utilizada desde muito tempo, como por exemplo, Bull (1931), até os dias atuais (ALLEN II e BURKHART, 2015; CASTRO *et al.*, 2015; DAVID *et al.*, 2015; NASCIMENTO *et al.*, 2015; RETSLAFF *et al.*, 2015). A classificação de sítios florestais por meio da altura dominante tornou-se parte de um paradigma vigente, como um princípio fundamental para a compreensão do crescimento da floresta (SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008).

Curvas de índice de sítio são famílias de curvas de crescimento em altura dominante, provenientes de dados de povoamentos florestais de ampla variação de produtividade do sítio (FONTES *et al.*, 2003). Antes do desenvolvimento dos computadores, os dados de altura dominante e idade eram representados graficamente e uma curva média era desenhada à mão; essa técnica foi adaptada para que a curva média seja representada por um modelo ajustado por regressão linear ou não linear (TOMÉ, 1988; FONTES *et al.*, 2003). Embora muitas técnicas diferentes venham sendo utilizadas para ajustar curvas de índice de sítio, Clutter *et al.* (1983) identificaram três principais métodos: I) Método da curva guia; II) Método das equações diferenciais; e III) Método da predição de parâmetros. Burkhart e Tomé (2012) destacaram ainda os modelos segmentados para curvas de índice de sítio, método das equações diferenciais, método da diferença algébrica e método da diferença algébrica generalizada.

As curvas de índice de sítio podem ser indexadas por meio da altura dominante em uma determinada idade de referência, pelo método da curva guia (SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008). O método da curva guia resulta em curvas de índice de sítio anamórficas, as quais apresentam a mesma forma e mesmo ponto de

inflexão para todas as classes de sítio. Essa não é uma suposição biologicamente sensata, pois se espera que o máximo crescimento em altura ocorra em idades mais jovens nos sítios de melhor qualidade (BURKHART e TOMÉ, 2012).

O método de equações diferenciais baseia-se no desenvolvimento de uma equação a partir de uma função de crescimento, de modo a expressar a altura dominante (h_{dom2}) na idade futura (t_2) em função da altura dominante (h_{dom1}) na idade inicial (t_1) e das idades de medição (t_1) e (t_2) (TOMÉ, 1988; FONTES *et al.*, 2003; PALAHÍ *et al.*, 2004). A aplicação dessa metodologia depende da existência de medições de pelo menos duas ocasiões de parcelas permanentes, ou dados obtidos de análise de tronco (TOMÉ, 1988).

Um caso particular do método das equações diferenciais foi desenvolvido por Bailey e Clutter (1974), que formularam um modelo onde foi possível identificar um parâmetro de forma para as curvas de crescimento em altura dominante, dependente da classe de qualidade do sítio, porém independente da escolha da idade de referência. Essa propriedade das funções produzirem previsões independentes da idade (*time-invariant predictions*) assegura que projeções da variável dependente para a mesma idade sejam equivalentes, não obstante o comprimento e número de intervalos de projeção utilizados (AMARO *et al.*, 1998). Essa abordagem foi denominada de diferença algébrica (ADA) (BURKHART e TOMÉ, 2012). Alguns estudos destacaram-se pela utilização da abordagem da diferença algébrica na modelagem do crescimento em altura dominante para classificação de sítios florestais (McDILL e AMATEIS, 1992; AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2004; PALAHÍ *et al.*, 2004; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005).

Dependendo da função de crescimento e da escolha do parâmetro variável na formulação da equação diferencial, a abordagem da diferença algébrica (ADA) pode originar curvas de sítio anamórficas ou polimórficas, nesse último caso com assíntotas comuns (NUNES, 2011; NUNES *et al.*, 2011). Conforme Diéguez-Aranda *et al.* (2005), a característica de assíntotas comuns das curvas de sítio parece ter pouca importância, uma vez que o comportamento das curvas pode ser adequado dentro dos limites de variação das idades utilizadas na prática e, considerando que a assíntota comum é, usualmente, alcançada para idades muito avançadas.

No entanto, Cieszewski (2001) considerou desejável que equações de índice de sítio, além de passar pela origem, possam produzir previsões de altura

dominante na idade de referência iguais ao índice de sítio, apresentem flexibilidade para ajustar-se a vários conjuntos de dados, dentre outras características, também apresentem polimorfismo com diferentes valores assintóticos. Nesse contexto, a abordagem da diferença algébrica (ADA), apresentada por Bailey e Clutter (1974), foi ampliada por Cieszewski e Bailey (2000) para a abordagem da diferença algébrica generalizada (GADA). A metodologia GADA permite a derivação de equações dinâmicas flexíveis, que são invariantes quanto à idade de referência, sendo tal metodologia considerada a mais avançada para gerar curvas polimórficas com assíntotas variáveis e produzindo previsões de altura dominante iguais ao índice de sítio na idade de referência (NUNES *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012). O procedimento GADA constituiu um passo decisivo na obtenção de equações dinâmicas mais flexíveis, permitindo fazer variar mais de um parâmetro com a qualidade do sítio, usualmente dois parâmetros (NUNES, 2011; NUNES *et al.*, 2011).

A partir do estudo de Cieszewski e Bailey (2000), ocorreu o desenvolvimento e teste de diferentes equações dinâmicas para classificação de sítios utilizando a metodologia GADA (CIESZEWSKI, 2001; CIESZEWSKI, 2002; CIESZEWSKI, 2003; CIESZEWSKI, 2004; CIESZEWSKI *et al.*, 2006; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2006; CIESZEWSKI e STRUB, 2008; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2008; NUNES *et al.*, 2011; ERCANLI *et al.*, 2014), assim como a recomendação de sua utilização para o aperfeiçoamento de modelos de crescimento e produção em altura, diâmetro, área basal, volume, biomassa, carbono, número de árvores por hectare e sobrevivência (CIESZEWSKI, 2001; CIESZEWSKI, 2002).

Dessa forma, o objetivo deste capítulo foi testar diferentes funções de crescimento, em sua forma integral e a abordagem da diferença algébrica para gerar curvas de índice de sítio para povoamentos de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste de Santa Catarina.

1.2 MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em povoamentos de *Pinus taeda* pertencentes à empresa Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., sediada em Caçador, Santa Catarina. Os povoamentos florestais da área de estudo estão localizados nos municípios de Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande.

Segundo a classificação de Köppen, na região de estudo ocorre clima tipo Cfb, isto é, temperado úmido com geadas severas, temperatura média do mês mais quente inferior a 22°C e nos meses de inverno entre 6 e 8°C (CALDATO *et al.*, 1999). Conforme informações meteorológicas da Estação Experimental de Caçador, a temperatura média anual é de 16,5°C, precipitação média anual de 1.608 mm, umidade relativa do ar média anual de 77% e ocorrência de 26 geadas por ano, em média (KURASZ, 2005). A vegetação original da região de estudo é a Floresta Ombrófila Mista, principalmente em sua formação Floresta Ombrófila Mista Montana. Na região deste estudo, *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. está associada à imbuia (*Ocotea porosa* [Ness e Mart.] Barroso), formando agrupamentos bem característicos (IBGE, 2012). Os principais solos da área de estudo são Cambissolos háplicos, com grande variação de profundidade e drenagem, variando de acentuada à imperfeita e Nitossolos brunos de textura argilosa ou muito argilosa, moderadamente ácidos (IBGE, 2007).

Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes de área fixa, de 428 a 740 m² de área plana, de inventário florestal em múltiplas ocasiões com repetição total, distribuídas aleatoriamente por meio de processo de amostragem estratificada, em que os estratos foram constituídos pelas divisões administrativas da empresa. Todos os indivíduos de *Pinus taeda* pertencentes às unidades amostrais tiveram sua circunferência à altura do peito medida com fita métrica. Utilizando-se o hipsômetro Vertex III, foram medidas as alturas totais de cerca de 20% das árvores, além das árvores dominantes de cada parcela, definidas proporcionalmente como as 100 árvores de maior circunferência à altura do peito por hectare, sem troncos múltiplos ou defeitos na copa.

As 652 unidades amostrais foram divididas, de maneira que 590 constituíram o conjunto de dados de ajuste e 62 o conjunto de dados de validação (Tabela 1.1). As 62 unidades amostrais destinadas à validação foram selecionadas de maneira

aleatória, dentro de cada unidade administrativa da empresa e classe de sítio, conforme as curvas de índice de sítio anamórficas desenvolvidas por Téo *et al.* (2011) para *Pinus taeda*, na mesma região desta pesquisa.

TABELA 1.1 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE ÍNDICE DE SÍTIO PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Variável	Ajuste	Validação
Altura dominante média (m)	18,30	18,49
Altura dominante mínima (m)	6,47	7,13
Altura dominante máxima (m)	42,68	41,42
Idade média (ano)	12,34	12,75
Idade mínima (ano)	4,60	4,60
Idade máxima (ano)	35,20	35,10
Índice de sítio médio (m)*	31,75	31,41
Índice de sítio mínimo (m)*	21,10	23,25
Índice de sítio máximo (m)*	40,08	38,69
Número de remedições mínimo	2	2
Número de remedições máximo	12	12

FONTE: O autor (2017).

NOTA: * calculado com base nas curvas de índice de sítio desenvolvidas por Téo *et al.* (2011), para idade de referência de 24 anos.

Foram previamente selecionadas três funções candidatas para modelagem do crescimento em altura dominante: Richards, Lundqvist-Korf e Hossfeld IV/McDill-Amateis (Quadro 1.1), as quais apresentam atributos desejáveis para representar o crescimento, como polimorfismo, ponto de inflexão, assíntota, comportamento lógico e são invariantes quanto à idade de referência (AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BURKHART e TOMÉ, 2012).

Considerando as definições de crescimento e produção, em que o crescimento é o aumento no tamanho de um indivíduo ou população por unidade de tempo, enquanto a produção é o tamanho da árvore ou população em um determinado momento no tempo. No caso de funções contínuas, a produção pode ser obtida pela integral da equação de crescimento e, reciprocamente, a equação de crescimento pode ser obtida pela forma diferencial de uma equação de produção específica (BURKHART e TOMÉ, 2012). No Quadro 1.1, vê-se a forma integral e diferencial das funções de crescimento. Enquanto os modelos integrais apresentam o valor da variável de produção (Y) para a correspondente idade t (em anos), os modelos diferenciais expressam a variável de produção futura (Y_2) em função da idade futura (t_2), produção inicial (Y_1) e idade inicial (t_1).

QUADRO 1.1 – FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.

Denominação	Modelo	Parâmetro livre	Equação Diferencial
Lundqvist-Korf	$Y = Ae^{(-k \cdot \frac{1}{t^m})}$	A	$Y_2 = Y_1 e^{k \left[\left(\frac{1}{t_1^m} \right) - \left(\frac{1}{t_2^m} \right) \right]}$
		k	$Y_2 = A \left(\frac{Y_1}{A} \right)^{\left(\frac{t_1}{t_2} \right)^m}$
		m	$Y_2 = \frac{A}{\sqrt{\ln t_1 \left[\left(\frac{1}{k} \right)^{\ln \left(\frac{t_2}{t_1} \right)} * \ln \left(\frac{A}{Y_1} \right)^{\ln(t_2)} \right]}}$
Richards	$Y = A \left[1 - e^{(-k \cdot t)} \right]^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}$	A	$Y_2 = Y_1 \left[\frac{1 - e^{(-k \cdot t_2)}}{1 - e^{(-k \cdot t_1)}} \right]^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}$
		k	$Y_2 = A \left\{ 1 - \left[1 - \left(\frac{Y_1}{A} \right)^{(1-m)} \right]^{\left(\frac{t_2}{t_1} \right)^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}} \right\}$
		m	$Y_2 = A \left\{ 1 - \frac{\left[\ln(1 - e^{(-k \cdot t_2)}) \right]}{\left[\ln(1 - e^{(-k \cdot t_1)}) \right]} \right\} * Y_1^{\left[\frac{\left[\ln(1 - e^{(-k \cdot t_2)}) \right]}{\left[\ln(1 - e^{(-k \cdot t_1)}) \right]} \right]}$
Hossfeld IV/McDill-Amateis	$Y = A * \frac{t^k}{A * c + t^k}$	c	$Y_2 = \frac{A}{1 - \left[1 - \left(\frac{A}{Y_1} \right) \right] * \left(\frac{t_1}{t_2} \right)^k}$

FONTE: Adaptado de AMARO *et al.* (1998); BURKHART e TOMÉ (2012).

NOTA: Y = variável que indica produção, neste caso altura dominante (m); t = idade (ano); Y_2 = variável que indica produção (altura dominante, em metro) na idade t_2 ; Y_1 = variável que indica produção (altura dominante, em metro) na idade t_1 ; t_2 = idade futura (ano); t_1 = idade inicial (ano); A, k, m, c = parâmetros das funções de crescimento; e = constante de Euler (2,718281829...); \ln = logaritmo natural.

Para obter os modelos diferenciais, um dos três parâmetros deve ser substituído, representando-o em termos da variável de produção (Y_1) em uma idade inicial (t_1) e deixando que os outros dois parâmetros sejam estimados estatisticamente. A escolha do parâmetro a ser substituído determina o comportamento do modelo diferencial, o qual pode produzir famílias de curvas anamórficas ou polimórficas (com assíntota comum) (AMARO *et al.*, 1998; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005).

As funções de Lundqvist-Korf e Richards são amplamente conhecidas por estas respectivas denominações e testadas, tanto na forma integral como diferencial (AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2004; PALAHÍ *et al.*, 2004; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005). Já, a função aqui denominada Hossfeld IV/McDill-Amateis, por vezes foi tratada independentemente pela denominação Hossfeld IV, na forma integral e McDill-Amateis, na forma diferencial (PALAHÍ *et al.*, 2004; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005), ou então, somente a forma diferencial foi testada, informando-se que não havia forma integral (AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2004). McDill e Amateis (1992) desenvolveram

uma função de crescimento, na forma diferencial, a fim de garantir propriedades biológicas e compatibilidade de dimensões. McDill e Amateis (1992) propuseram sua função de maneira independente da função de Hossfeld IV, classificada por Zeide (1993) como a função de crescimento mais antiga, sugerida originalmente para descrever o crescimento de árvores em 1822. Contudo, apesar de ser antiga, apresenta desempenho extraordinariamente bom (ZEIDE, 1993). No entanto, de acordo com Burkhart e Tomé (2012), substituindo-se o parâmetro “ c ” em termos de condições iniciais (Y_1 e t_1), a forma integral da função de McDill e Amateis (1992) coincide com a função Hossfeld IV.

O ajuste dos modelos na forma integral foi realizado com 4.043 pares de valores de idade (t) e altura dominante (Y), enquanto os modelos diferenciais foram ajustados para 3.451 valores de altura dominante futura (Y_2) e correspondentes idade futura (t_2), altura dominante inicial (Y_1) e idade inicial (t_1), utilizando intervalos não sobrepostos de comprimento igual a $1 \pm 0,2$ ano. Os ajustes dos modelos foram feitos por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton (Apêndice 1). Os valores iniciais do parâmetro A das funções de crescimento foram arbitrados em 50, após consultar a altura de indivíduos de *Pinus taeda* monumentais dos Estados Unidos da América (BURNS e HONKALA, 1990), enquanto que os demais parâmetros, tiveram seus valores iniciais definidos conforme o estudo de Fontes *et al.* (2003), para modelagem da altura dominante de *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco, em Portugal.

A análise da significância dos coeficientes foi realizada de maneira que, na estimativa final, os limites do intervalo de confiança com 95% de probabilidade devem excluir o valor zero. A análise da consistência lógica e biológica das estimativas dos parâmetros das funções de crescimento foi efetuada por meio dos sinais e valores dos parâmetros, especialmente para as assíntotas.

Numa fase inicial, os modelos tiveram seus desempenhos comparados por meio dos critérios: coeficiente de determinação ajustado (R_{aj}^2) (Expressão 1.1), erro padrão relativo ($syx\%$) (Expressão 1.2), média das diferenças (MD) (Expressão 1.3), média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 1.4) e análise dos resíduos studentizados (r_i) (Expressão 1.5).

$$R_{aj.}^2 = 1 - \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right) * \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \right] \quad (\text{Expressão 1.1})$$

$$syx\% = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}} * 100 \quad (\text{Expressão 1.2})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 1.3})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 1.4})$$

$$r_i = \frac{e_i}{s\sqrt{(1-h_{ii})}} \quad (\text{Expressão 1.5})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (altura dominante, em metro);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (altura dominante, em metro);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações;

p = número de coeficientes do modelo;

e_i = erro ou resíduo ($Y_i - \hat{Y}_i$);

s = média quadrática dos resíduos $\left(\sqrt{\sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - p)} \right)$;

h_{ii} = i -ésimo elemento da matriz HAT .

Foi realizada análise gráfica dos resíduos studentizados sobre a variável dependente estimada (\hat{Y}_i), almejando-se distribuição de resíduos uniforme, com ausência de padrões. A verificação da heterocedasticidade foi realizada por meio da análise visual dos gráficos de resíduos, buscando identificar o padrão de “cone”, com a nuvem de resíduos alargando-se para a direita, que indica que a variância dos resíduos é função crescente de \hat{Y}_i (MYERS, 1986; DRAPER e SMITH, 1998; MONTGOMERY *et al.*, 2006). Uma vez detectada heterocedasticidade da distribuição de resíduos studentizados, do modelo resultante do ajuste pelo método dos mínimos quadrados ordinários, procedeu-se o ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados. As ponderações testadas incluíram diversas transformações e combinações de variáveis de densidade do povoamento (área basal, em $m^2.ha^{-1}$; número de árvores, em $árv.ha^{-1}$) e da parcela (diâmetro médio, diâmetro médio quadrático, diâmetro máximo e diâmetro dominante, em cm; e coeficiente de variação dos diâmetros, em %), conforme Parresol (1993), que assume que a

variância dos resíduos é função exponencial de múltiplas variáveis explicativas do modelo, bem como suas transformações e combinações (Apêndice 1). Para verificar se os resíduos studentizados apresentavam distribuição normal, foi feita a representação gráfica desses valores em ordem crescente, sobre os quantis teóricos da distribuição normal. Uma vez constatada a distribuição não normal dos resíduos studentizados, fez-se o ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados, com ponderações atribuídas aos resíduos studentizados excedentes ao intervalo ± 2 , conforme método de Huber (1964), recomendado por Myers (1986) (Apêndice 1).

Além das estatísticas calculadas por meio dos resíduos (R_{aj}^2 , $syx\%$, MD e MAD), recorreu-se aos resíduos PRESS ($e_{i,-i}$) (Expressão 1.6) para calcular a média das diferenças PRESS (MD_{PRESS}) (Expressão 1.7) e média das diferenças absolutas PRESS (MAD_{PRESS}) (Expressão 1.8). O resíduo PRESS é calculado subtraindo-se da variável dependente observada (Y_i) o valor da variável dependente estimada pelo modelo ajustado sem a observação i ($\hat{Y}_{i,-i}$). Para um conjunto de dados qualquer, a primeira observação “ i ” é retirada da amostra, restando “ $n - 1$ ” observações, as quais são utilizadas para ajustar os coeficientes do modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a primeira observação. A primeira observação é, então, recolocada no conjunto de dados e a segunda observação é retida para ajustar o modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a segunda observação. Esse procedimento continua até que todas as observações sejam removidas, uma a uma e assim, o modelo é ajustado “ n ” vezes (MYERS, 1986).

$$e_{i,-i} = Y_i - \hat{Y}_{i,-i} \quad (\text{Expressão 1.6})$$

$$MD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i,-i})}{n} \quad (\text{Expressão 1.7})$$

$$MAD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_{i,-i}|}{n} \quad (\text{Expressão 1.8})$$

em que:

$e_{i,-i}$ = resíduo PRESS para a observação i ;

Y_i = valor da variável dependente para a observação i ;

$\hat{Y}_{i,-i}$ = variável dependente estimada pelo modelo quando ajustado sem a observação i .

O conjunto de dados de validação contou com 431 pares de valores de idade (t) e altura dominante (Y) para os modelos na forma integral, enquanto que para os modelos diferenciais foram utilizados 369 valores de altura dominante futura (Y_2) e correspondentes idade futura (t_2), altura dominante inicial (Y_1) e idade inicial (t_1). Para analisar o desempenho, viés e precisão dos modelos quanto ao conjunto de dados de validação, foram calculadas a eficiência da modelagem (EM) (Expressão 1.9), média das diferenças (MD) (Expressão 1.10), média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 1.11).

$$EM = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right] \quad (\text{Expressão 1.9})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 1.10})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 1.11})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (altura dominante, em metro);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (altura dominante, em metro);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações.

Foi utilizado o procedimento de validação cruzada, em que, primeiramente, os dados de ajuste foram utilizados para estimar os coeficientes, enquanto os dados de validação foram utilizados para calcular a EM , MD e MAD . Depois, os dados de validação foram utilizados para o ajuste, enquanto os dados de ajuste foram utilizados para calcular os critérios estatísticos.

Como o ajuste dos modelos na forma integral foi feito para estimativa de altura dominante (Y), foi necessário recalcular as estatísticas de seleção, resíduos studentizados e estatísticas de validação para a variável altura dominante futura (Y_2), procedimento que permitiu a comparação entre as formas integrais e diferenciais das funções de crescimento. As estimativas de valores de altura dominante futura (Y_2) dada uma idade futura (t_2), altura dominante inicial (Y_1) e idade inicial (t_1) das equações na forma integral foram efetuadas por meio do método da curva guia.

Para finalizar a seleção do modelo de classificação de sítios, por meio das equações resultantes dos diversos modelos ajustados, foram simuladas cinco curvas de índice de sítio médias para a idade de referência de 20 anos, correspondendo aos índices de sítio de 22, 25, 28, 31 e 34 m (classes de sítio, V, IV, III, II e I, respectivamente). Para verificar sua estabilidade, analisou-se visualmente as curvas de índice de sítio, anamórficas e polimórficas, por meio da representação gráfica sobre a trajetória do crescimento em altura dominante, de oito parcelas permanentes provenientes dos dados de validação, selecionadas com a intenção de cobrir grande parte da variação de idade e qualidade de sítio dos povoamentos de *Pinus taeda* deste estudo.

Após a seleção do modelo mais adequado para construir as curvas de índice de sítio dos povoamentos de *Pinus taeda*, todo o conjunto de dados, incluindo os dados de ajuste e validação, foi utilizado para estimar os coeficientes do modelo definitivo.

1.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas dos parâmetros das funções de crescimento em altura dominante estão resumidas na Tabela 1.2. Todos os coeficientes, para todas as formas de ajuste das funções de crescimento foram significativamente diferentes de zero ($\alpha = 0,05$).

TABELA 1.2 – EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

Denominação	Equação
Lundqvist-Korf_i	$h_{dom} = 136,70 * e^{\left(-5,4270 * \frac{1}{t^{0,40929}}\right)}$
Lundqvist-Korf_A	$h_{dom2} = h_{dom1} * e^{5,4247 \left[\left(\frac{1}{t_1^{0,38221}} \right) - \left(\frac{1}{t_2^{0,38221}} \right) \right]}$
Lundqvist-Korf_k	$h_{dom2} = 113,81 \left(\frac{h_{dom1}}{113,81} \right)^{\left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{0,44508}}$
Lundqvist-Korf_m	$h_{dom2} = \frac{46,993}{\sqrt{\ln t_1 \left[\left(\frac{1}{0,000003185} \right)^{\ln \left(\frac{t_2}{t_1} \right)} * \ln \left(\frac{46,993}{h_{dom1}} \right)^{\ln(t_2)} \right]}}$
Richards_i	$h_{dom} = 45,457 \left[1 - e^{(-0,055167 * t)} \right]^{\left(\frac{1}{1-0,15541} \right)}$
Richards_A	$h_{dom2} = h_{dom1} \left[\frac{1 - e^{(-0,053585 * t_2)}}{1 - e^{(-0,053585 * t_1)}} \right]^{\left(\frac{1}{1-0,14931} \right)}$
Richards_k	$h_{dom2} = 46,155 \left\{ 1 - \left[1 - \left(\frac{h_{dom1}}{46,155} \right)^{(1-0,15905)} \right]^{\left(\frac{t_2}{t_1} \right)^{\left(\frac{1}{1-0,15905} \right)}} \right\}$
Richards_m	$h_{dom2} = 46,482 \left\{ 1 - \frac{\left[\ln(1 - e^{(-0,053988 * t_2)}) \right]}{\left[\ln(1 - e^{(-0,053988 * t_1)}) \right]} \right\} * h_{dom1}^{\left[\frac{\left[\ln(1 - e^{(-0,053988 * t_2)}) \right]}{\left[\ln(1 - e^{(-0,053988 * t_1)}) \right]} \right]}$
Hossfeld IV/McDill-Amateis_i	$h_{dom} = 59,302 * \frac{t^{1,2226}}{59,302 * 0,73256 + t^{1,2226}}$
Hossfeld IV/McDill-Amateis_c	$h_{dom2} = \frac{57,154}{1 - \left[1 - \left(\frac{57,154}{h_{dom1}} \right) \right] * \left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{1,2438}}$

FONTE: O autor (2017).

NOTA: h_{dom} = altura dominante (m); t = idade (ano); h_{dom2} = altura dominante (m) na idade t_2 ; h_{dom1} = altura dominante (m) na idade t_1 ; t_2 = idade futura (ano); t_1 = idade inicial (ano); e = constante de Euler (2,718281829...); \ln = logaritmo natural; i = indica forma integral; A, k, m, c = indicam o parâmetro livre da equação diferencial.

As equações Lundqvist-Korf_i e Lundqvist-Korf_k apresentaram valores muito grandes para estimativa da assíntota, enquanto o ajuste da equação Lundqvist-Korf_m resultou em um valor muito pequeno para o parâmetro k , relacionado com a taxa de crescimento (Tabela 1.2). Todas as formas de ajuste da

função de Richards apresentaram coeficientes com boa consistência biológica (Tabela 1.2). As equações Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* apresentaram valores um pouco altos para a assíntota (Tabela 1.2). Fontes *et al.* (2003) também encontraram valores da assíntota muito elevados para a função de Lundqvist-Korf_*k*, ajustada para altura dominante de *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco, em Portugal.

O ajuste e precisão das equações na forma integral, para estimativa da altura dominante (h_{dom}), foram muito semelhantes, porém com pequena superioridade da função Richards_*i* (Tabela 1.3). A função Richards_*i* foi a que apresentou menor viés, tanto para a estatística MD como MD_{PRESS} , em relação às demais funções (Tabela 1.3).

TABELA 1.3 – ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA INTEGRAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.

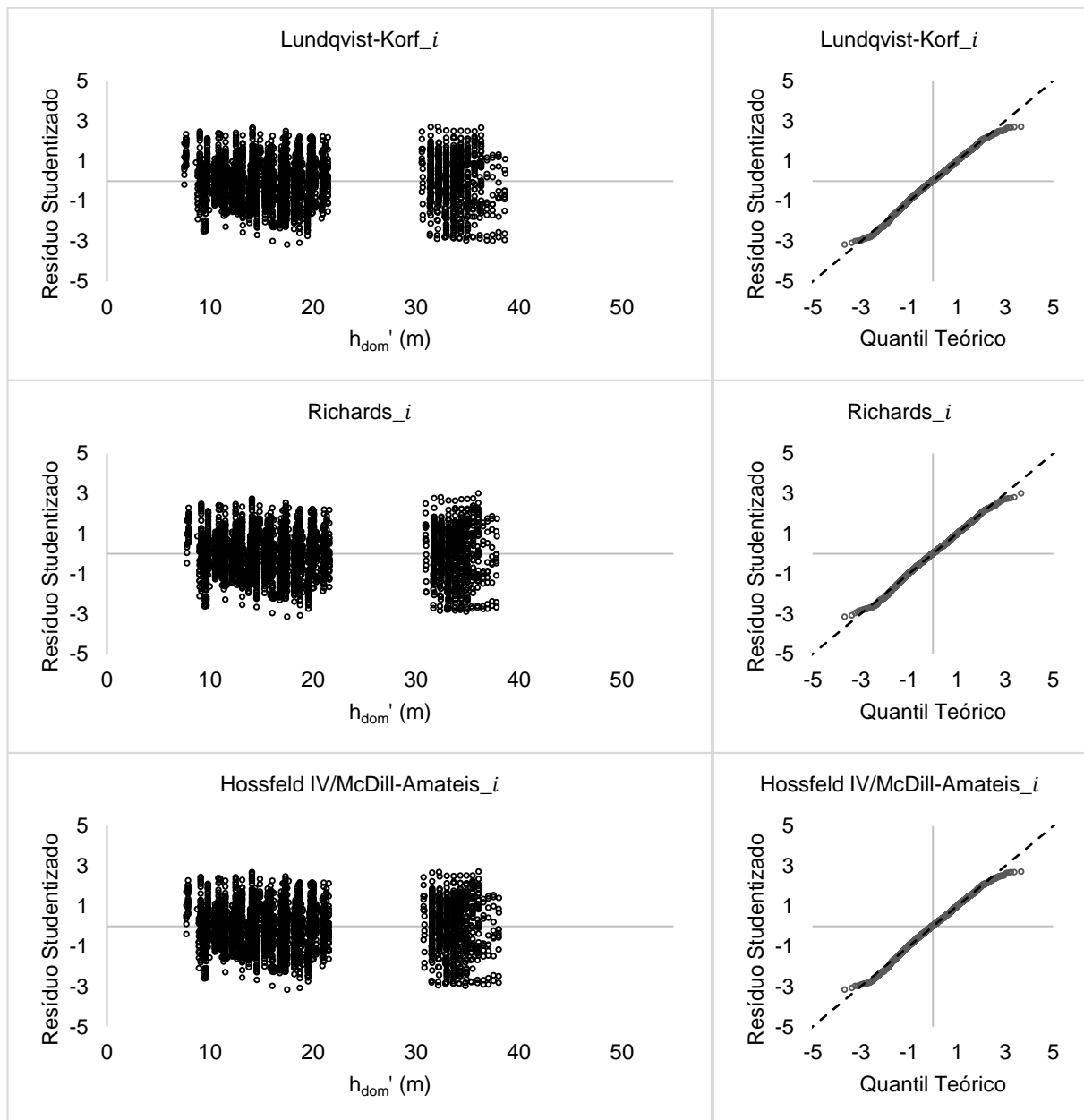
Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Lundqvist-Korf_ <i>i</i>	0,9741	7,00	0,0328	0,9236	0,0154	0,9184
Richards_ <i>i</i>	0,9745	6,95	0,0077	0,9169	0,0030	0,9166
Hossfeld IV/McDill-Amateis_ <i>i</i>	0,9744	6,96	0,0355	0,9194	0,0175	0,9141

FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m); *i* = indica forma integral.

Os gráficos de resíduos studentizados das equações na forma integral, para estimativa da altura dominante (h_{dom}), demonstram as características do conjunto de dados utilizado neste estudo, entre elas o fato de não possuir altura dominante para idades entre 13,8 e 23,2 anos (Figura 1.1). Embora os resíduos studentizados não sejam representados sobre as idades, essa característica pode ser observada. Os resíduos studentizados das funções de crescimento Lundqvist-Korf_*i*, Richards_*i* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* ajustadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários apresentaram heterocedasticidade e presença de caudas pesadas, que, segundo Myers (1986), sugerem haver muitos resíduos com valores acentuados em ambos os extremos da distribuição. No entanto, após a aplicação dos métodos de Parresol (1993) e Huber (1964), os resíduos das funções de crescimento ajustadas na forma integral apresentaram variância homogênea e distribuição semelhante à distribuição normal (Figura 1.1).

FIGURA 1.1 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF_ i , RICHARDS_ i e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_ i PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

Quanto ao ajuste e precisão das equações na forma integral, para estimativa de altura dominante futura (h_{dom2}), as estatísticas $R^2_{aj.}$ e $syx\%$ foram praticamente iguais (Tabela 1.4). A equação Lundqvist-Korf_ i apresentou o menor viés, enquanto a estatística MAD foi muito semelhante para todas as funções na forma integral (Tabela 1.4). Na Figura 1.2 está a análise de resíduos das equações na forma integral para estimativa de h_{dom2} .

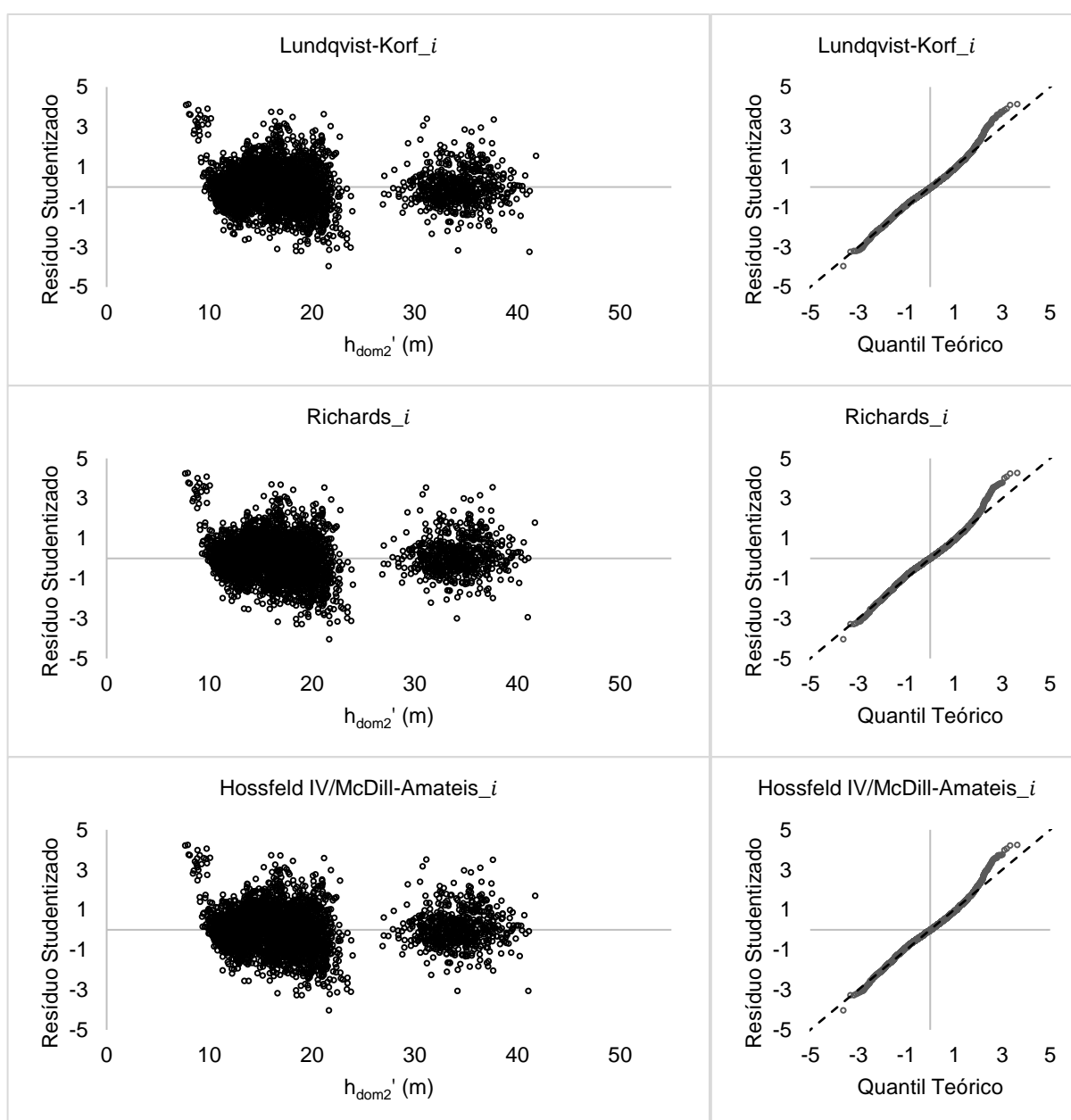
TABELA 1.4 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA INTEGRAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) EM POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.

Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD
Lundqvist-Korf_ <i>i</i>	0,9944	2,98	0,0069	0,4285
Richards_ <i>i</i>	0,9944	2,99	0,0237	0,4257
Hossfeld IV/McDill-Amateis_ <i>i</i>	0,9944	2,98	0,0178	0,4251

FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); *i* = indica forma integral.

FIGURA 1.2 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF_*i*, RICHARDS_*i* e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_*i* PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

Os resíduos studentizados das funções de crescimento na forma integral, para estimativa de h_{dom2} , não apresentaram heterocedasticidade, tampouco desvios quanto à distribuição normal (Figura 1.2). O ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados, conforme Huber (1964), foi aplicado para os resíduos studentizados da variável h_{dom} e não h_{dom2} ; mesmo assim, há normalidade dos erros para estimativa de h_{dom2} . As funções de crescimento na forma integral apresentaram alguns resíduos indicando subestimativas para os menores valores de altura dominante futura estimada (h_{dom2}') (Figura 1.2).

As equações Richards_*m*, Lundqvist-Korf_*k* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* apresentaram maiores valores de $R^2_{aj.}$ e menores valores de $syx\%$, para estimativa de h_{dom2} (Tabela 1.5). A equação Richards_*m* apresentou os menores valores de MD , MAD , MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} , indicando menor viés e maior precisão. As equações Richards_*k*, Lundqvist-Korf_*k* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* também apresentaram bons desempenhos para essas estatísticas (Tabela 1.5).

TABELA 1.5 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES NA FORMA DIFERENCIAL PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.

Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Lundqvist-Korf_ <i>A</i>	0,9944	2,98	0,0184	0,4279	0,0155	0,4221
Lundqvist-Korf_ <i>k</i>	0,9947	2,91	0,0183	0,4180	0,0054	0,4100
Lundqvist-Korf_ <i>m</i>	0,8363	16,15	-0,4107	2,4156	-0,0159	0,5604
Richards_ <i>A</i>	0,9944	2,99	0,0210	0,4257	0,0146	0,4196
Richards_ <i>k</i>	0,9945	2,95	0,0140	0,4202	0,0078	0,4091
Richards_ <i>m</i>	0,9948	2,89	0,0111	0,4127	0,0039	0,4091
Hossfeld IV/McDill-Amateis_ <i>c</i>	0,9946	2,93	0,0191	0,4183	0,0048	0,4112

FONTE: O autor (2017).

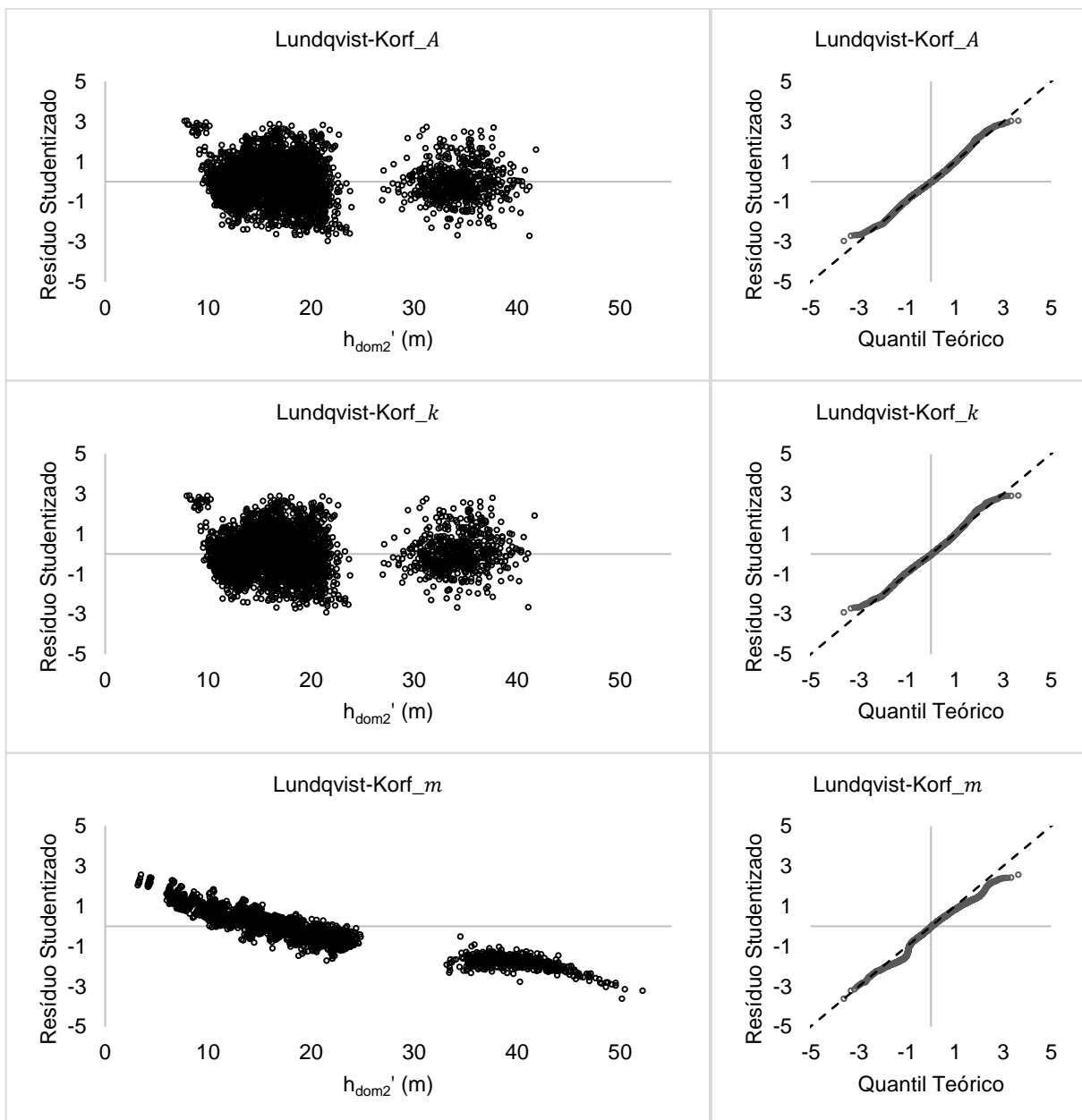
NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m); *A, k, m, c* = indicam o parâmetro livre da equação diferencial.

Embora os critérios estatísticos tenham sido semelhantes, de maneira geral, as funções diferenciais obtiveram melhor desempenho estatístico para estimativa de h_{dom2} , em relação às funções integrais. No entanto, ocorreram exceções para a função Lundqvist-Korf_*m*, que apresentou o pior desempenho para quase todos os critérios de seleção e para Lundqvist-Korf_*i*, a qual apresentou o menor valor de MD (Tabelas 1.4 e 1.5). Todas as equações de crescimento em altura dominante

(integrais e diferenciais) apresentaram viés positivo, indicado pelos valores de MD e MD_{PRESS} , exceto a equação de Lundqvist-Korf_m (Tabelas 1.4 e 1.5).

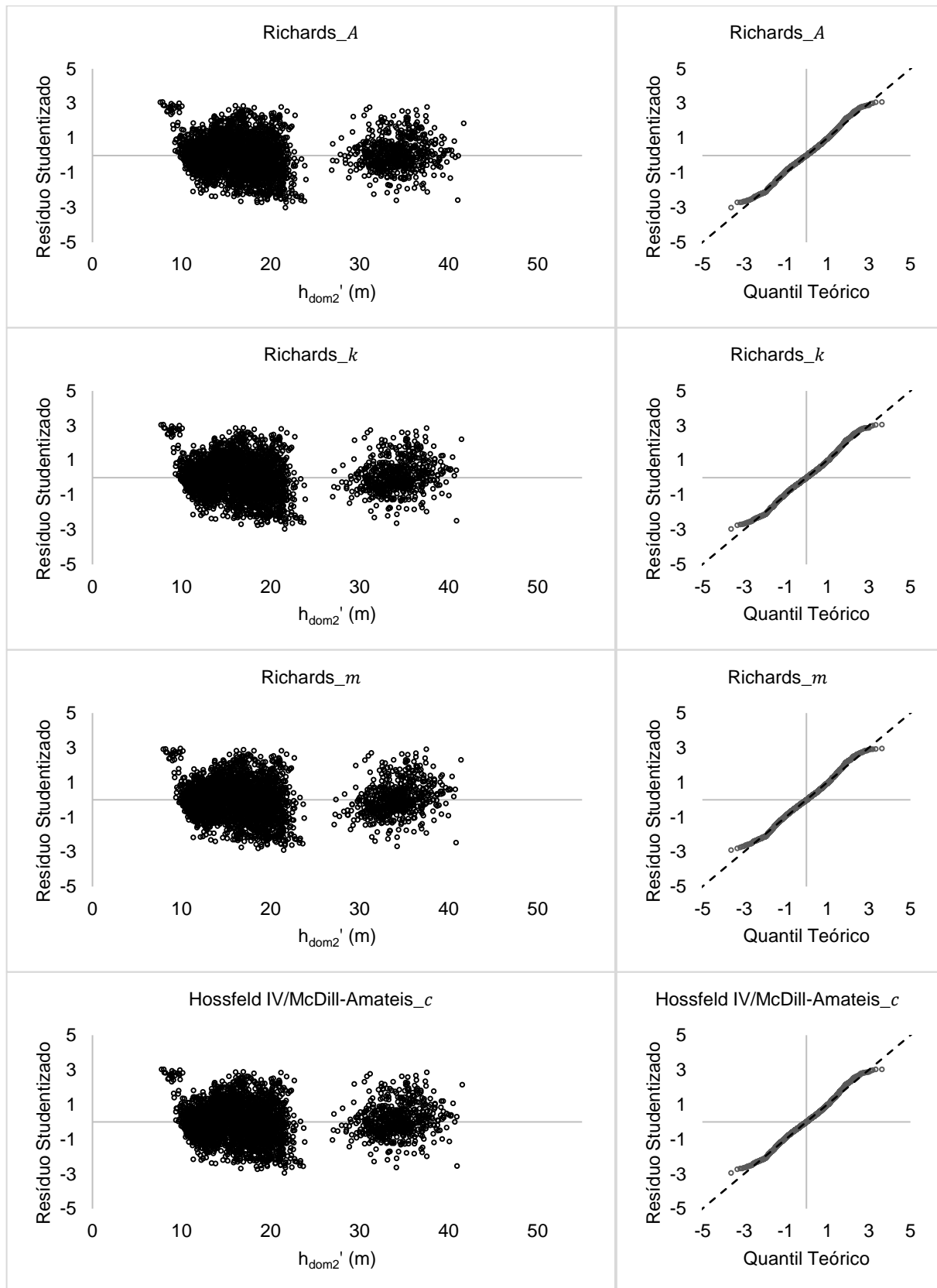
As funções de crescimento ajustadas na forma diferencial, para estimativa da altura dominante futura (h_{dom2}), não apresentaram heterocedasticidade, apenas alguns desvios quanto à distribuição normal dos resíduos studentizados, os quais foram corrigidos com a aplicação do método de Huber (1964) (Figuras 1.3 e 1.4).

FIGURA 1.3 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF_A, LUNDQVIST-KORF_k e LUNDQVIST-KORF_m, PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 1.4 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE RICHARDS_A, RICHARDS_k, RICHARDS_m e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_c, PARA ESTIMATIVA DA ALTURA DOMINANTE FUTURA (h_{dom2}) DE POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

As funções de crescimento na forma diferencial apresentaram alguns resíduos indicando subestimativas para os menores valores de altura dominante futura estimada (h_{dom2}') (Figuras 1.3 e 1.4), assim como ocorreu para as funções de crescimento na forma integral. Por outro lado, uma exceção foi a equação Lundqvist-Korf_*m*, a qual apresentou tendenciosidades para as estimativas da altura dominante e pequenos desvios quanto à normalidade dos resíduos; para esta função apenas foi empregada a regressão não linear pelos mínimos quadrados ordinários (Figura 1.3). Assim, esta equação foi descartada para a fase subsequente de avaliações das funções.

Considerando os critérios de seleção (Tabelas 1.4 e 1.5) e análise dos resíduos (Figuras 1.2, 1.3 e 1.4) das equações de crescimento em altura dominante, merecem destaque pelo bom desempenho as funções Lundqvist-Korf_*k*, Richards_*m* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c*.

Amaro *et al.* (1998) encontraram a menor soma de quadrados dos resíduos para a equação de Richards_*m*, para estimar o crescimento em altura dominante de plantações de *Eucalyptus* em Portugal. Diéguez-Aranda *et al.* (2005) destacaram o bom desempenho da equação de Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c*, para classificação de sítios de *Pinus sylvestris* L., no noroeste da Espanha. Nunes *et al.* (2011) reportaram o bom desempenho da equação Lundqvist-Korf_*k*, dentre equações geradas pela metodologia ADA e GADA, para modelar o crescimento em altura dominante de *Pinus pinaster* Ait., em Portugal.

De acordo com os critérios de validação das equações de crescimento em altura dominante (Tabela 1.6), o desempenho estatístico das funções ajustadas na forma integral e diferencial foi semelhante. Assim como ocorreu anteriormente, as equações Richards_*m*, Lundqvist-Korf_*k* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* apresentaram desempenho e precisão um pouco superiores. Contudo, os valores da média das diferenças (*MD*) para as funções Richards_*i* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* estão entre os menores, quando esta foi calculada para os dados de ajuste, tendo-se estimado os parâmetros das funções com os dados de validação (Tabela 1.6). Todas as funções ajustadas apresentaram viés positivo, exceto Lundqvist-Korf_*i*, para os dados de ajuste, tendo-se estimado os parâmetros das funções com os dados de validação (Tabela 1.6).

TABELA 1.6 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L.

Denominação	EM_{1-2}	MD_{1-2}	MAD_{1-2}	EM_{2-1}	MD_{2-1}	MAD_{2-1}
Lundqvist-Korf_ <i>i</i>	0,9946	0,0282	0,4314	0,9944	-0,0189	0,4323
Lundqvist-Korf_ <i>A</i>	0,9945	0,0390	0,4312	0,9944	0,0066	0,4286
Lundqvist-Korf_ <i>k</i>	0,9949	0,0336	0,4187	0,9947	0,0104	0,4188
Richards_ <i>i</i>	0,9944	0,0462	0,4318	0,9944	0,0095	0,4271
Richards_ <i>A</i>	0,9944	0,0433	0,4319	0,9944	0,0098	0,4260
Richards_ <i>k</i>	0,9946	0,0315	0,4266	0,9946	0,0033	0,4205
Richards_ <i>m</i>	0,9948	0,0179	0,4213	0,9948	0,0137	0,4126
Hossfeld IV/McDill-Amateis_ <i>i</i>	0,9945	0,0398	0,4303	0,9944	0,0095	0,4260
Hossfeld IV/McDill-Amateis_ <i>c</i>	0,9947	0,0362	0,4226	0,9946	0,0108	0,4185

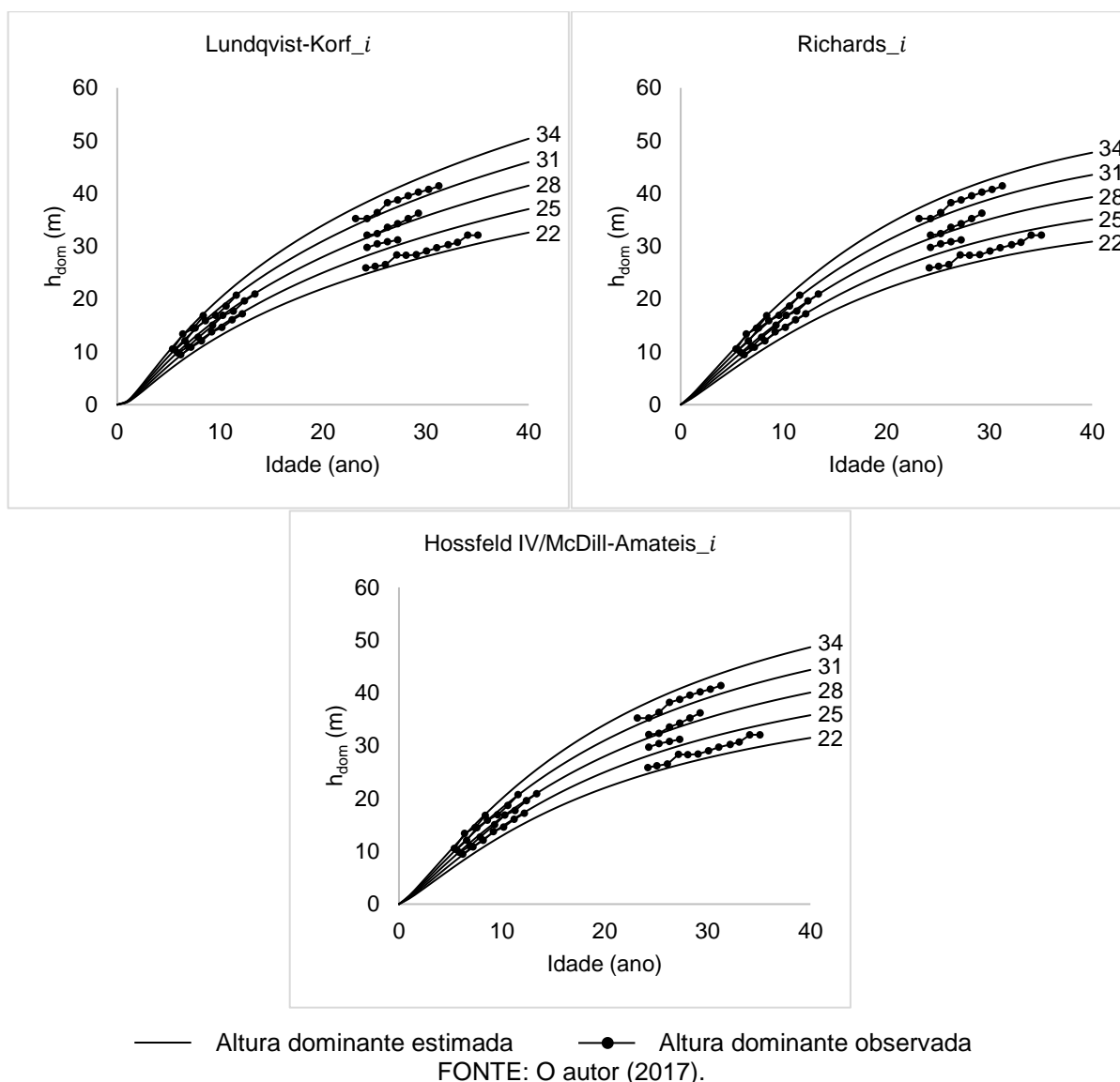
FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); $1 - 2$ = indica o uso dos dados de ajuste para estimativa dos parâmetros e dos dados de validação para cálculo do critério estatístico; $2 - 1$ = indica o uso dos dados de validação para estimativa dos parâmetros e dos dados de ajuste para cálculo do critério estatístico; *i* = indica forma integral; *A, k, m, c* = indicam o parâmetro livre da equação diferencial.

Levando em consideração os critérios de seleção (Tabelas 1.4 e 1.5), análise de resíduos (Figuras 1.2, 1.3, e 1.4) e os critérios de validação (Tabela 1.6), decidiu-se apresentar as curvas de sítio sobre a trajetória do crescimento em altura dominante das funções integrais Lundqvist-Korf_*i*, Richards_*i* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* e diferenciais Lundqvist-Korf_*A*, Lundqvist-Korf_*k*, Richards_*A*, Richards_*k*, Richards_*m* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* (Figuras 1.5 e 1.6).

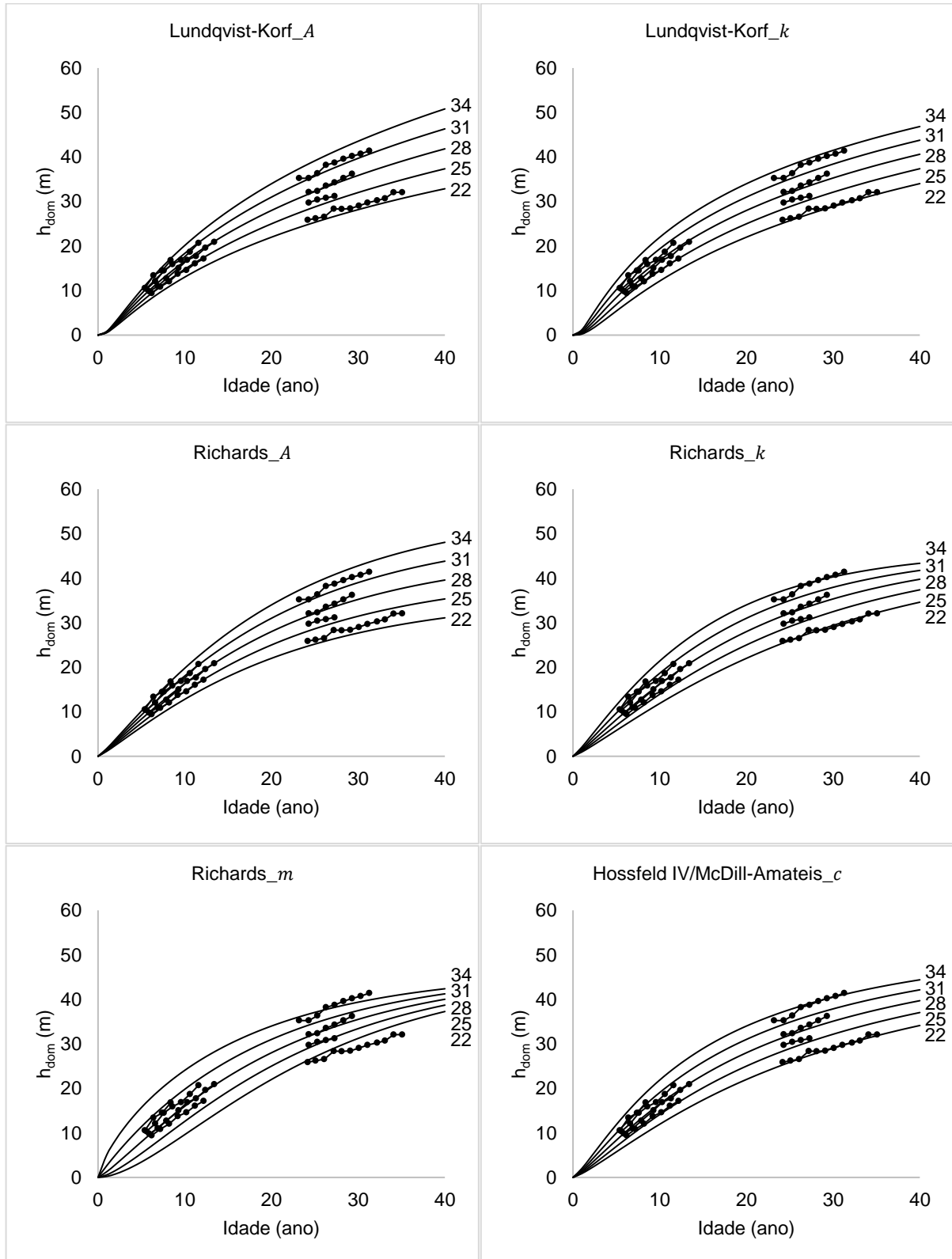
As curvas de índice de sítio construídas pelo método da curva guia, para a função Lundqvist-Korf_*i* representaram bem a projeção do crescimento em altura dominante (h_{dom}) para a classe de sítio de pior qualidade. Por outro lado, Lundqvist-Korf_*i* gerou curvas mais íngremes do que a projeção do crescimento em h_{dom} , para a classe de sítio de melhor qualidade (Figura 1.5). Tendências contrárias foram encontradas para a função Richards_*i*, a qual representou melhor a projeção do crescimento em h_{dom} para a classe de sítio de melhor qualidade e resultou em curvas com menor taxa de crescimento para a classe de sítio de pior qualidade (Figura 1.5). A função Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* originou curvas de índice de sítio com comportamento intermediário entre as curvas das funções Lundqvist-Korf_*i* e Richards_*i*. A função Hossfeld IV/McDill-Amateis_*i* representou melhor a projeção do crescimento em h_{dom} , entre as funções na forma integral (Figura 1.5).

FIGURA 1.5 – CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO RESULTANTES DAS FUNÇÕES LUNDQVIST-KORF_i, RICHARDS_i e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_i, PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.



As funções Lundqvist-Korf_A e Richards_A geraram uma série de curvas de índice de sítio anamórficas, em que, de maneira geral, a função de Richards_A representou melhor a projeção do crescimento (Figura 1.6). A função Lundqvist-Korf_A demonstra maior taxa de crescimento para as classes de sítio de melhor qualidade, nas idades mais avançadas, e apresenta valores finais muito grandes de altura dominante, superiores a 50 m (Figura 1.6). A função de Richards_A apresenta taxa de crescimento muito baixa, quando comparada com a projeção do crescimento da parcela permanente na classe de sítio de pior qualidade, nas idades mais avançadas (Figura 1.6).

FIGURA 1.6 – CURVAS DE ÍNDICE DE SÍTIO RESULTANTES DAS FUNÇÕES LUNDQVIST-KORF_A, LUNDQVIST-KORF_k, RICHARDS_A, RICHARDS_k, RICHARDS_m e HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_c, PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.



— Altura dominante estimada —●— Altura dominante observada
 FONTE: O autor (2017).

As demais funções diferenciais Lundqvist-Korf_*k*, Richards_*k*, Richards_*m* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* geraram séries de curvas polimórficas com assíntota comum, com maior amplitude de valores de altura dominante nas menores idades e o oposto para as idades mais avançadas (Figura 1.6). Esse comportamento das curvas de índice de sítio apresenta-se mais acentuado para a função Richards_*m*, a qual não representou a projeção do crescimento em altura dominante das parcelas permanentes observadas (Figura 1.6). A função Richards_*k* gerou curvas com taxa de crescimento muito baixa para as classes de sítio de melhor qualidade, em idades mais avançadas e as curvas de índice de sítio convergem para uma mesma assíntota muito cedo (Figura 1.6).

As curvas de índice de sítio geradas por Lundqvist-Korf_*k* e Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* foram as que melhor representaram a projeção do crescimento em altura dominante das parcelas permanentes observadas (Figura 1.6). Em muitos casos, as curvas de índice de sítio ficaram sobrepostas às séries de medições de altura dominante (Figura 1.6). No entanto, Lundqvist-Korf_*k* apresentou valor de 113,81 para assíntota, como consequência disso, a projeção da altura dominante gera valores muito altos para idades avançadas. Esse não seria um problema, se as equações de índice de sítio fossem utilizadas até o limite de 40 anos, utilizado na Figuras 1.5 e 1.6. Essa restrição é plausível, uma vez que os plantios de *Pinus taeda* no sul do Brasil dificilmente apresentam idades de rotação acima de 25 anos. Por outro lado, Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* não apresenta problema semelhante.

Sendo assim, selecionou-se como melhor função de crescimento para modelagem da altura dominante de *Pinus taeda*, a função de Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c*, a qual ajustada com todo o conjunto dados, incluindo os dados de ajuste e validação, é dada pela expressão 1.12. O ajuste, precisão e análise de resíduos dessa equação são apresentados no Apêndice 2.

$$h_{dom2} = \frac{57,017}{1 - \left[1 - \left(\frac{57,017}{h_{dom1}} \right) \right] * \left(\frac{t_1}{t_2} \right)^{1,2457}} \quad (\text{Expressão 1.12})$$

em que:

h_{dom2} = altura dominante na idade t_2 (m);

h_{dom1} = altura dominante na idade t_1 (m);

t_2 = idade futura (ano);

t_1 = idade inicial (ano).

Segundo Amaro *et al.* (1998), quando se utiliza dados de parcelas permanentes e deseja-se projetar o crescimento em intervalos de tempo anuais, a forma diferencial é mais apropriada. Fontes *et al.* (2003) e Diéguez-Aranda *et al.* (2005) selecionaram a equação derivada do modelo de Hossfeld IV/McDill-Amateis_c, para classificação de sítios de *Pseudotsuga menziesii*, em Portugal, e *Pinus sylvestris*, no noroeste da Espanha, respectivamente. Diéguez-Aranda *et al.* (2005) reportaram que o modelo Hossfeld IV/McDill-Amateis_c resultou no melhor equilíbrio entre aspectos estatísticos e biológicos, produzindo as curvas de índice de sítio mais adequadas.

Até o presente momento, as curvas de índice de sítio geradas para povoamentos de *Pinus taeda*, no sul do Brasil, invariavelmente utilizaram o método da curva guia para gerar famílias de curvas de crescimento em altura dominante anamórficas (SCOLFORO e MACHADO, 1988b; SELLE *et al.*, 1994; TÉO *et al.*, 2011; DAVID *et al.*, 2015; NASCIMENTO *et al.*, 2015). Tanto Scolforo e Machado (1988b), como Selle *et al.* (1994), Téó *et al.* (2011) e David *et al.* (2015) selecionaram o modelo de Richards_i para classificação de sítios de *Pinus taeda*. Entretanto, nenhum desses autores testou as equações diferenciais, derivadas dessa e outras funções de crescimento, por meio da abordagem da diferença algébrica (ADA).

No Brasil, o uso de equações diferenciais para construção de curvas de índice de sítio ainda é pouco pesquisado. Os estudos de Scolforo (1992) e Cunha Neto *et al.* (1996) ajustaram equações diferenciais, para gerar curvas de índice de sítio anamórficas para *Pinus caribaea* e *Eucalyptus*, respectivamente. Mais recentemente, Castro Neto (2015) testou várias equações derivadas pelas abordagens ADA e GADA, para modelar o crescimento em altura dominante de *Eucalyptus urograndis*, tendo selecionado a equação de Richards_m, também testada na presente pesquisa.

As curvas de classificação de sítios geradas neste estudo, quando comparadas às curvas dos trabalhos de Scolforo e Machado (1988b), Selle *et al.* (1994) e David *et al.* (2015), apresentam menor amplitude de valores de índice de sítio, para a idade de referência de 20 anos. Os dados utilizados por Scolforo e Machado (1988b) e David *et al.* (2015) contemplam diversos municípios dos estados de Santa Catarina e Paraná, no sul do Brasil, o que resulta em maior variação de qualidade de sítio. Comparando-se os índices de sítio reportados por Scolforo e

Machado (1988b), Selle *et al.* (1994) e David *et al.* (2015), com os resultados encontrados neste estudo, verifica-se que os povoamentos de *Pinus taeda* da região Meio Oeste do estado de Santa Catarina, posicionam-se entre as classes de sítio mais produtivas do sul do Brasil.

1.4 CONCLUSÕES

A equação de Hossfeld IV/McDill-Amateis_*c* apresentou o melhor equilíbrio entre desempenho estatístico, consistência biológica e representação do crescimento da altura dominante em diferentes classes de idade e qualidade de sítio. Considera-se que as curvas de índice de sítio geradas por essa equação, polimórficas com assíntota comum, são as mais adequadas para povoamentos de *Pinus taeda* L.

De maneira geral, as formas diferenciais das funções de crescimento apresentaram melhor ajuste e precisão do que suas formas integrais, para estimativa de altura dominante de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste de Santa Catarina.

REFERÊNCIAS

- ALLEN II, M. G.; BURKHART, H. E. A comparison of alternative data sources for modeling site index in loblolly pine plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 45, n. 8, p. 1026-1033, 2015.
- AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth: *Eucalyptus* plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 5 ed. New York: McGraw-Hill, 2002. 456 p.
- BAILEY, R. L.; CLUTTER, J. L. Base-age invariant polymorphic site curves. **Forest Science**, Bethesda, v. 20, n. 2, p. 155-159, 1974.
- BRAVO-OVIEDO, A.; DEL RÍO, M.; MONTERO, G. Site index curves and growth model for Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 201, n. 2-3, p. 187-197, 2004.
- BRAVO-OVIEDO, A.; TOMÉ, M.; BRAVO, F.; MONTERO, G.; DEL RÍO, M. Dominant height growth equations including site attributes in the generalized algebraic difference approach. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 38, n. 9, p. 2348-2358, 2008.
- BULL, H. The use of polymorphic curves in determining site quality in young red pine plantations. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 43, n. 1, p. 1-28, 1931.
- BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling forest trees and stands**. New York: Springer, 2012. 457 p.
- BURNS, R. M.; HONKALA, B. H. **Silvics of North America**. v. 1 Conifers. Washington: USDA Forest Service, 1990. 1383 p.
- CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.
- CARMEAN, W. H. Forest site quality evaluation in the United States. **Advances in Agronomy**, Newark, v. 27, p. 209-269, 1975.
- CASTRO NETO, F. de. **Uso de variáveis climáticas para classificação de sítios em povoamentos de eucalipto**. 135 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2015.
- CASTRO, R. V. O.; CUNHA, A. B.; SILVA, L. V. da; LEITE, H. G.; SILVA, A. A. L. da. Modelagem do crescimento e produção para um povoamento de *Eucalyptus* utilizando dois métodos para quantificação do índice de local. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 43, n. 105, p. 83-90, 2015.

CIESZEWSKI, C. J.; BAILEY, R. L. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. **Forest Science**, Bethesda, v. 46, n. 1, p. 116-126, 2000.

CIESZEWSKI, C. J. Comparing fixed- and variable-base-age site equations having single versus multiple asymptotes. **Forest Science**, Bethesda, v. 48, n. 1, p. 7-23, 2002.

CIESZEWSKI, C. J. Developing a well-behaved dynamic site equation using a modified Hossfeld IV function $Y^3 = (ax^m)/(c+x^{m-1})$, a simplified mixed-model and scant subalpine fir data. **Forest Science**, Bethesda, v. 49, n. 4, p. 539-554, 2003.

CIESZEWSKI, C. J. **GADA derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes from Richards, Weibull, and other exponential functions**. Athens: University of Georgia, 2004. 16 p. (PMRC Technical Report)

CIESZEWSKI, C. J.; STRUB, M. Generalized algebraic difference approach derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes from exponential and logarithmic functions. **Forest Science**, Bethesda, v. 54, n. 3, p. 303-315, 2008.

CIESZEWSKI, C. J. Three methods of deriving advanced dynamic site equations demonstrated on inland Douglas-fir site curves. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 31, n. 1, p. 165-173, 2001.

CIESZEWSKI, C. J.; ZASADA, M.; STRUB, M. Analysis of different base models and methods of site model derivation for Scots Pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 52, n. 2, p. 187-197, 2006.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley and Sons, 1983. 333 p.

CUNHA NETO, F. R. da; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; CALEGÁRIO, N.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso da diferença algébrica para construção de curvas de índice de sítio para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* na região de Luiz Antonio – SP. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 2, p. 119-141, 1996.

DAVID, H. C.; PÉLLICO NETTO, S.; ARCE, J. E.; CORTE, A. P. D.; MARINHESKI FILHO, A.; BEHLING, A. Updating of dominant height growth modeling and site index of *Pinus taeda* L. in southern Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, Amã, v. 9, n. 2, p. 115-125, 2015.

DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest management: to sustain ecological, economic and social values**. 4 ed. Long Grove: Waveland Press, Inc., 2001. 804 p.

DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Dynamic site model for loblolly pine (*Pinus taeda* L.) plantations in the United States. **Forest Science**, Bethesda, v. 52, n. 3, p. 262-272, 2006.

DIÉGUEZ-ARANDA, U.; GONZÁLEZ, J. G. A.; ANTA, M. B.; ALBORECA, A. R. Site quality equations for *Pinus sylvestris* L. plantations in Galicia (northwestern Spain). **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 62, n. 2, p. 143-152, 2005.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3 ed. New York: John Wiley and Sons, 1998. 706 p.

ERCANLI, İ.; KAHRİMAN, A.; YAVUZ, H. Dynamic base-age invariant site index models based on generalized algebraic difference approach for mixed Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and Oriental beech (*Fagus orientalis* Lipsky) stands. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**, Ankara, v. 38, n. 1, p. 134-147, 2014.

FONTES, L.; TOMÉ, M.; COELHO, M. B.; WRIGHT, H.; LUIS, J. S.; SAVILL, P. Modelling dominant height growth of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) in Portugal. **Forestry**, Oxford, v. 76, n. 5, p. 509-523, 2003.

GAERTNER, E. E. Tree growth in relation to the environment. **The Botanical Review**, New York, v. 30, n. 3, p. 393-436, 1964.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

McDILL, M. E.; AMATEIS, R. L. Measuring forest site quality using the parameters of a dimensionally compatible height growth function. **Forest Science**, Bethesda, v. 38, n. 2, p. 409-429, 1992.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analysis**. 4 ed. New York: John Wiley and Sons, 2006. 612 p.

MYERS, R. H. **Classical and modern regression with applications**. Boston: Duxbury Press, 1986. 359 p.

NASCIMENTO, F. A. F. do; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MIRANDA, G. M.; ARCE, J. E. Sistema de crescimento e produção para povoamentos de *Pinus taeda* na região Norte de Santa Catarina. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 2, p. 235-242, 2015.

NUNES, L. F. S. T. **Modelo para a predição de indicadores de gestão florestal sustentável em povoamentos de pinheiro bravo em Portugal**. 177 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal e dos Recursos Naturais) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 2011.

NUNES, L.; PATRÍCIO, M.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Modeling dominant height growth of maritime pine in Portugal using GADA methodology with parameters depending on soil and climate variables. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 68, n. 2, p. 311-323, 2011.

PALAHÍ, M.; TOMÉ, M.; PUKKALA, T.; TRASOBARES, A.; MONTERO, G. Site index model for *Pinus sylvestris* in north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 187, n. 1, p. 35-47, 2004.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance: an example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 670-679, 1993.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997. 586 p.

RENNIE, P. J. Methods of assessing site capacity. **The Commonwealth Forestry Review**, Shropshire, v. 42, n. 4, p. 306-317, 1963.

RETSLAFF, F. A. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; BERNETT, L. G.; FIGURA, M. A. Curvas de sítio e relações hipsométricas para *Eucalyptus grandis* na região dos Campos Gerais, Paraná. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 2, p. 219-225, 2015.

SCHÖNAU, A. P. G. Problems in using vegetation or soil classification in determining site quality. **South African Forestry Journal**, Pretoria, v. 141, n. 1, p. 13-18, 1987.

SCHÖNAU, A. P. G.; PURNELL, R. C. A different approach to site evaluation and some preliminary results. **South African Forestry Journal**, Pretoria, v. 141, n. 1, p. 19-25, 1987.

SCOLFORO, J. R. S. Curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **IPEF**, Piracicaba, n. 45, p. 40-47, 1992.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de índice de sítio para plantações de *Pinus elliottii* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, Curitiba, v. 18, n. 1-2, p. 140-158, 1988a.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de índice de sítio para plantações de *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, Curitiba, v. 18, n. 1-2, p. 159-173, 1988b.

SELLE, G. L.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Classificação de sítios para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 77-95, 1994.

SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v. 81, n. 1, p. 13-31, 2008.

TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. da. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.

TOMÉ, M. M. B. B. T. **Modelação do crescimento da árvore individual em povoamentos de *Eucalyptus globulus* Labill. (1ª rotação) região Centro de Portugal**. 277 f. Tese (Doutorado em Engenharia Silvícola) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1988.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

CAPÍTULO 2 – MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA INDIVIDUAL DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA

RESUMO

Este estudo teve como objetivo efetuar a modelagem para predição anual da sobrevivência de árvores individuais de *Pinus taeda* L., em povoamentos com e sem desbaste. Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes, distribuídas aleatoriamente em povoamentos florestais localizados na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina. Foi realizada a modelagem da sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular das árvores de *Pinus taeda*, incluindo árvores com danos causados pelo macaco-prego (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809). Também foi efetuada a modelagem da sobrevivência considerando apenas a mortalidade regular. Para modelagem da sobrevivência, foi ajustado o modelo logístico por meio do procedimento PROC LOGISTIC, do aplicativo computacional SAS® *University Edition*. A significância de cada variável explicativa selecionada para compor os modelos de sobrevivência foi analisada por meio do teste de Wald (1943). A qualidade do ajuste foi avaliada por meio do teste Hosmer-Lemeshow e a exatidão das estimativas por meio da curva ROC. As variáveis mais significativas do modelo de sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular foram o incremento médio anual em diâmetro (IMA_d), a idade (t) e o índice de competição IC_{13} (BAL modificado); já para o modelo de sobrevivência considerando somente a mortalidade regular foram os índices de competição IC_7 (razão entre o diâmetro da árvore objeto e o diâmetro dominante) e IC_{12} (BAL relativo à área basal da parcela), e o diâmetro médio da parcela (\bar{d}). Os modelos de sobrevivência ajustados apresentaram excelente qualidade de ajuste, baixo erro de classificação e boa consistência biológica, podendo ser utilizados para estimar a sobrevivência, em nível de árvore individual, para povoamentos de *Pinus taeda*. A utilização dos modelos de sobrevivência pode ser feita com probabilidade limite de 0,92, ou como modelos estocásticos.

Palavras-chave: Mortalidade regular. Mortalidade irregular. Regressão Logística. Sobrevivência anual.

CHAPTER 2 – MODELING INDIVIDUAL TREE SURVIVAL OF *Pinus taeda* L., IN THE MIDDLE WEST REGION, SANTA CATARINA STATE, BRAZIL

ABSTRACT

This study aimed to perform the modeling for prediction annual survival of individual trees of *Pinus taeda* L., in thinned and unthinned stands. The data came from 652 permanent plots, which were distributed randomly in forest stands located in the Middle West region, Santa Catarina State, Brazil. The survival modeling was performed considering regular and irregular mortality of the *Pinus taeda* trees, including trees presenting damage caused by capuchin monkeys (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809). The survival modeling was also performed considering only the regular mortality. The logistic model was fitted to individual survival data, by the procedure PROC LOGISTIC of the SAS® *University Edition* software. The significance of each explanatory variable selected to compose the survival models was analyzed using Wald (1943) test; the goodness of fit was evaluated by the Hosmer-Lemeshow test and the accuracy of the estimates by the ROC curve. The most significant variables of the survival model considering regular and irregular mortality were the mean annual increment in diameter (MAI_d), age (t) and the competition index IC_{13} (modified *BAL*). For the survival model considering only the regular mortality, the selected variables were the competition indexes IC_7 (ratio between subject tree diameter and stand dominant trees diameter) e IC_{12} (*BAL* relative to stand basal area), and the average plot diameter (\bar{d}). The fitted survival models presented excellent goodness of fit, low classification error and good biological consistency, and may be used to estimate individual tree survival for *Pinus taeda* stands. Both survival models can be used with the probability limit of 0.92, or as stochastic models.

Key words: Regular mortality. Irregular mortality. Logistic regression. Annual survival.

2.1 INTRODUÇÃO

A vitalidade de uma planta é um conceito teórico, definida como a capacidade de viver, crescer ou se desenvolver. Para que uma planta tenha vitalidade, ela deve apresentar tolerância ao estresse, longevidade, crescimento e reprodução. O estresse, que é um desvio significativo da condição ótima de vida, leva a uma fase de imediata reação, usualmente seguida pela fase de recuperação da árvore. No entanto, se o estresse continua, a capacidade da árvore superá-lo futuramente e sobreviver diminui e a vitalidade decresce até o ponto em que ocorre um dano irreversível ou sua morte (DOBBERTIN, 2005). De maneira semelhante, Waring (1987) reportou que, geralmente, árvores morrem quando não conseguem adquirir ou mobilizar recursos suficientes para curar suas lesões, ou sustentar sua vida.

A mortalidade de uma árvore é, raramente, um processo instantâneo, ou um acontecimento bem definido e, usualmente, torna-se evidente algum tempo depois dos eventos que a antecederam (LANDSBERG e SANDS, 2011).

Quando uma árvore morre em uma floresta, da perspectiva do ecossistema, ela passa da categoria matéria viva para matéria morta. Contudo, grande parte de uma árvore pode ser considerada morta muito antes. Em uma conífera viva, somente cerca de 10% das células estão realmente vivas: nas folhas, floema, câmbio e alburno (FRANKLIN *et al.*, 1987). Essa afirmação ajuda a refletir sobre a complexidade do processo de mortalidade de uma árvore.

Embora a morte de uma árvore seja, em alguns casos, abrupta, é mais frequentemente um processo complexo e gradual com múltiplos causadores, os quais podem ser classificados de diferentes maneiras (FRANKLIN *et al.*, 1987; WARING, 1987). Lee (1971) classificou a mortalidade de árvores quanto às suas causas em dois tipos: regular e irregular. A mortalidade regular é encontrada onde as árvores crescem tão próximas umas às outras, que devem competir para sobreviver. Tal competição por suprimentos limitados de luz, água e nutrientes é mais intensa em povoamentos com alta densidade. As árvores sombreadas e supressas eventualmente morrem, enquanto as árvores vigorosas e adaptadas ao ambiente provavelmente sobreviverão. Por outro lado, a mortalidade causada por insetos, doenças, danos do vento, fogo e neve é chamada de mortalidade irregular

(LEE, 1971), a qual é independente da densidade e também denominada mortalidade catastrófica (VANCLAY, 1994; WEISKITTEL *et al.*, 2011).

A classificação sugerida por Lee (1971) é bastante conhecida e adotada por vários outros autores (MONSERUD, 1976; PEET e CHRISTENSEN, 1987; VANCLAY, 1994; EID e TUHUS, 2001; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005; SCHNEIDER *et al.*, 2005; SCOLFORO, 2006; FORTIN *et al.*, 2008; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; SIMS *et al.*, 2009; ADAME *et al.*, 2010; WEISKITTEL *et al.*, 2011; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012; THAPA e BURKHART, 2015), pela simplicidade e por admitir a hipótese de que a probabilidade de sobrevivência das árvores aumenta com as suas dimensões, até que alcance a senilidade.

Landsberg e Sands (2011) sugeriram que, particularmente em plantações e povoamentos equiâneos, o número de árvores diminui como resultado da mortalidade induzida pelo aumento da competição. Dessa forma, Landsberg e Sands (2011) classificaram a mortalidade em aleatória, ou independente da densidade do povoamento e, mortalidade causada por estresse, ou dependente da densidade, que é induzida pela competição por recursos em povoamentos florestais com alta densidade populacional. Wunder *et al.* (2007) classificaram a mortalidade de povoamentos florestais em dependente e independente do crescimento, considerando que a redução do crescimento diamétrico das árvores é resultante de uma reação ao estresse ambiental.

As classificações da mortalidade propostas por Landsberg e Sands (2011) e Wunder *et al.* (2007), embora tenham enfatizado a importância da densidade dos povoamentos florestais e do crescimento das árvores, são análogas à classificação sugerida por Lee (1971), em que a mortalidade regular é dependente da densidade e do crescimento e a mortalidade irregular é independente da densidade e do crescimento.

Vanclay (1994) introduziu o termo mortalidade antropogênica, enfatizando a importância dos danos resultantes das atividades de desbastes, que podem contribuir para a mortalidade de árvores em povoamentos florestais. As operações de colheita podem destruir troncos menores, danificar raízes e casca, favorecendo a ocorrência de doenças e, conseqüentemente, causando a mortalidade de árvores.

Essas classificações dicotômicas da mortalidade de árvores falham em retratar as complicadas interações entre as árvores, seu ambiente e os diferentes causadores da mortalidade. Uma árvore supressa, por exemplo, com limitação de

seu crescimento pela presença de outras árvores maiores, pode apresentar baixo desenvolvimento de raízes e pouca espessura de casca, aumentando sua suscetibilidade a danos causados pelo vento e pelo fogo, respectivamente (FRANKLIN *et al.*, 1987).

A mortalidade regular de árvores poder ser denominada também de autodesbaste. Embora individualmente, possa parecer sem importância, coletivamente exerce grande efeito sobre a estrutura, sucessão e dinâmica dos povoamentos florestais (PEET e CHRISTENSEN, 1987). Reineke (1933) e Yoda *et al.* (1963) formularam expressões para descrever as mudanças recíprocas entre dimensões médias e o número de árvores por unidade de área, durante o desenvolvimento de povoamentos florestais puros, equiâneos e completamente estocados. Yoda *et al.* (1963) denominaram sua função de lei do autodesbaste.

A mortalidade regular é causada pelo aumento nas dimensões da árvore e diminuição de sua autotolerância, definida como a habilidade das árvores em sobreviver e crescer sob estresse causado pela competição intraespecífica (ZEIDE, 1985; ZEIDE, 2005).

A mortalidade de uma árvore é um raro, porém importante evento no desenvolvimento de um povoamento florestal e tem implicações significativas para o crescimento em longo prazo, bem como para a modelagem do crescimento e produção florestal (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Informações sobre mortalidade são essenciais para calcular o crescimento e produção de povoamentos florestais e planejar o trabalho de proteção florestal (FRANKLIN *et al.*, 1987).

De acordo com Lee (1971), a mortalidade de qualquer árvore é extremamente variável e difícil de predizer. A variabilidade da mortalidade de árvores torna a coleta de dados para seu estudo e modelagem difícil e cara (HASENAUER, 2006). Devido à complexidade do processo de mortalidade e sua incerteza temporal, esse permanece como um dos componentes mais difíceis, complexos e menos compreendidos da modelagem do crescimento e produção florestal (HAMILTON Jr., 1986; YANG *et al.*, 2003; HASENAUER, 2006; ADAME *et al.*, 2010).

Flewelling e Monserud (2002) apresentaram algumas dificuldades da modelagem da mortalidade, devido ser um evento raro, assim requerendo uma amostra muito grande para observar ocorrências suficientes de mortalidade, a fim de realizar a modelagem do processo adequadamente. Espera-se que uma amostra de

dez mil árvores, medidas em cada ocasião do inventário florestal, seja necessária para observar aproximadamente 100 árvores mortas, a qual é uma amostra relativamente pequena do evento de interesse. A avaliação das mesmas árvores em dois momentos no tempo é necessária para detectar sobrevivência ou mortalidade, requerendo-se assim, dados de parcelas permanentes. Além disso, conforme Moustakas e Evans (2015), as árvores são, geralmente, muito longevas e requerem estudos de longo prazo para permitir qualquer entendimento dos fatores subjacentes a qualquer variação na mortalidade.

Os modelos de mortalidade ou sobrevivência, quanto à sua estrutura, podem ser classificados em determinísticos e estocásticos. As projeções determinísticas da mortalidade são feitas quando um limite específico da variável definida para prognose da mortalidade é ultrapassado. Os modelos estocásticos, mais apropriados, incorporam a aleatoriedade no processo de mortalidade, associando uma probabilidade de mortalidade ou sobrevivência da árvore às variáveis definidas para representá-la (HAWKES, 2000).

A técnica estatística mais utilizada para expressar a sobrevivência e mortalidade de árvores é a função logística (MONSERUD, 1976; HAMILTON Jr., 1986; AVILA e BURKHART, 1992; MONSERUD e STERBA, 1999; EID e TUHUS, 2001; YAO *et al.*, 2001; FLEWELLING e MONSERUD, 2002; BIGLER e BUGMANN, 2003; YANG *et al.*, 2003; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; HARTMANN *et al.*, 2007; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; SIMS *et al.*, 2009; ADAME *et al.*, 2010; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012; QIU *et al.*, 2015). Trata-se de uma função não linear, flexível, em que é possível estimar a probabilidade de sobrevivência de uma árvore por meio de um vetor de variáveis independentes, convenientemente restrita ao intervalo (0, 1) e fornecer uma distribuição de erros binomial realística (HAMILTON Jr., 1986; VANCLAY, 1994; MONSERUD e STERBA, 1999; FLEWELLING e MONSERUD, 2002).

As variáveis independentes para prognose da mortalidade ou sobrevivência devem representar as causas desse fenômeno, ou estarem associadas ao processo de mortalidade, como a idade, as dimensões da árvore, competição, fatores abióticos, crescimento, fatores aleatórios, ou combinações desses (HAWKES, 2000).

As dimensões da árvore objeto são tradicionalmente utilizadas como variáveis independentes da função logística, para estimar a probabilidade de sobrevivência ou mortalidade, principalmente o diâmetro à altura do peito, ou

transformações dessa variável (MONSERUD, 1976; HAMILTON Jr., 1986; MONSERUD e STERBA, 1999; EID e TUHUS, 2001; YAO *et al.*, 2001; FLEWELLING e MONSERUD, 2002; YANG *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; ADAME *et al.*, 2010; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012).

Botkin (1993) reportou que árvores com baixo crescimento têm maior probabilidade de morrer. A principal variável independente da função logística de sobrevivência para expressar o crescimento das árvores tem sido o incremento em diâmetro à altura do peito (MONSERUD, 1976; HAMILTON Jr., 1986; YAO *et al.*, 2001; YANG *et al.*, 2003). Informações do crescimento são facilmente obtidas e apresentam grande potencial para melhorar a capacidade da predição da probabilidade de sobrevivência (DAS e STEPHENSON, 2015). O registro das taxas de crescimento em diâmetro do passado, fornecido pelos anéis anuais de crescimento, permitem a avaliação do papel do estresse no processo de mortalidade (PEDERSEN, 1998). Conforme Bigler e Bugmann (2003), dentro do grupo de variáveis de crescimento estudadas, o incremento periódico em área transversal dos últimos três anos representou melhor o estado das árvores. Além disso, a maioria das árvores mortas de *Picea abies* L. apresentaram incremento em área transversal muito baixo, nos últimos três anos de vida.

As variáveis de competição podem ser representadas por: índices de competição ou índices de densidade pontual, dados pela razão entre uma dimensão da árvore objeto pela correspondente média do povoamento florestal (MONSERUD, 1976; HAMILTON Jr., 1986; AVILA e BURKHART, 1992; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; ADAME *et al.*, 2010); área basal do povoamento (YAO *et al.*, 2001; FLEWELLING e MONSERUD, 2002; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012) e; área basal correspondente às árvores maiores do que a árvore objeto (MONSERUD e STERBA, 1999; EID e TUHUS, 2001; FLEWELLING e MONSERUD, 2002; YANG *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; QIU *et al.*, 2015).

Dentre as variáveis para prognose da mortalidade ou sobrevivência, os fatores abióticos são utilizados quando um fator ambiental extrínseco à árvore é observado como causa da mortalidade (HAWKES, 2000), como, por exemplo, a ação de herbívoros (USÓ-DOMENECH *et al.*, 1995). Os plantios de *Pinus taeda* no

sul do Brasil têm sido danificados pelo macaco-prego (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809) desde a década de 1950. Contudo, os relatos de danos têm se intensificado nas últimas décadas (KOEHLER e FIRKOWSKI, 1994; ROCHA, 2000; MIKICH e LIEBSCH, 2009; MIKICH e LIEBSCH, 2014; LIEBSCH *et al.*, 2015). O dano causado pelo macaco-prego às árvores de *Pinus taeda* caracteriza-se pela retirada da casca, geralmente no terço superior do tronco, o qual pode ser caracterizado em dois tipos: janelamento e anelamento (MIKICH e LIEBSCH, 2009). Desses dois tipos de dano, o anelamento apresenta maior severidade devido à retirada da casca em toda a circunferência do tronco, o que acaba por ocasionar a necrose da porção superior da árvore (KOEHLER e FIRKOWSKI, 1994; MIKICH e LIEBSCH, 2009), o desenvolvimento de ramos laterais, a estagnação do crescimento diamétrico do fuste (LIEBSCH *et al.*, 2015), ou, até mesmo, a morte da árvore (KOEHLER e FIRKOWSKI, 1994).

Miranda (2016) utilizou modelos para estimar a probabilidade de mortalidade regular de *Pinus taeda*, na região de Telêmaco Borba, estado do Paraná, por classe de diâmetro à altura do peito das árvores. A mortalidade regular de árvores de *Pinus taeda*, causada pela competição intraespecífica, a qual foi objeto da modelagem, apresentou média de 1%. Entretanto, foram observadas mais de 25% de árvores danificadas pelo macaco-prego em alguns povoamentos. Miranda (2016) atribuiu grande parte da mortalidade dos povoamentos de *Pinus taeda* à modalidade irregular, sobretudo àquela provocada pelos danos do macaco-prego às árvores.

Em seu estudo pioneiro de sobrevivência de *Pinus taeda* em nível de povoamento, em Telêmaco Borba, no estado do Paraná, Machado (1979) encontrou maior mortalidade nos melhores sítios, exceto nos primeiros anos de estabelecimento do plantio. Tal resultado foi justificado pelo fato de os sítios de pior qualidade apresentarem maior mortalidade nos primeiros anos após o plantio. Entretanto, a competição entre as árvores inicia-se mais cedo nos sítios de melhor qualidade, devido ao desenvolvimento mais rápido das árvores e do consequente aumento da densidade.

Tendo em vista a escassez de estudos sobre sobrevivência e mortalidade em nível de árvore individual no Brasil, sobretudo para *Pinus taeda*, este trabalho tem por objetivo realizar a modelagem para predição anual da sobrevivência de árvores individuais de *Pinus taeda*, em povoamentos da região Meio Oeste do estado de Santa Catarina.

2.2 MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em povoamentos de *Pinus taeda* pertencentes à empresa Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., sediada em Caçador, Santa Catarina. Os povoamentos florestais da área de estudo estão localizados nos municípios de Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande, estado de Santa Catarina.

Segundo a classificação de Köppen, na região de estudo ocorre o clima tipo Cfb, isto é, temperado úmido com geadas severas, temperatura média do mês mais quente inferior a 22°C e nos meses de inverno entre 6 e 8°C (CALDATO *et al.*, 1999). Conforme informações meteorológicas da Estação Experimental de Caçador, a temperatura média anual é de 16,5°C, precipitação média anual de 1.608 mm, umidade relativa do ar média anual de 77% e ocorrência de 26 geadas por ano, em média (KURASZ, 2005). A vegetação original da região de estudo é a Floresta Ombrófila Mista, principalmente em sua formação Floresta Ombrófila Mista Montana. Na região deste estudo, *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. está associada à imbuia (*Ocotea porosa* [Ness e Mart.] Barroso), formando agrupamentos bem característicos (IBGE, 2012). Os principais solos da área de estudo são Cambissolos háplicos, com grande variação de profundidade e drenagem, variando de acentuada à imperfeita e Nitossolos brunos de textura argilosa ou muito argilosa, moderadamente ácidos (IBGE, 2007).

Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes de área fixa, de 428 a 740 m² de área plana, de inventário florestal em múltiplas ocasiões com repetição total, distribuídas aleatoriamente por meio de processo de amostragem estratificada, em que os estratos foram constituídos pelas divisões administrativas da empresa. Todas as parcelas permanentes do banco de dados foram remedidas, no mínimo em duas e, no máximo, em 12 ocasiões, em que todos os indivíduos de *Pinus taeda* pertencentes às unidades amostrais tiveram sua circunferência à altura do peito medida com fita métrica. Utilizando-se o hipsômetro Vertex III, foram medidas as alturas totais de cerca de 20% das árvores, além das árvores dominantes de cada parcela, definidas proporcionalmente como as 100 árvores de maior circunferência à altura do peito por hectare, sem troncos múltiplos ou defeitos na copa.

Não há pretensão de apresentar aqui uma definição para vida e morte, admitindo-se a inabilidade óbvia em tal tarefa, uma vez que esses conceitos têm inspirado gerações de filósofos, teólogos, físicos, químicos e biólogos e, mesmo assim, ainda são tratados com fascínio, mistério e imprevisibilidade. Neste capítulo, a sobrevivência deve ser entendida como a capacidade de uma árvore de viver por mais um período de tempo, neste caso $1 \pm 0,2$ ano, enquanto que a mortalidade é a interrupção definitiva de sua vida. Conceito semelhante foi apresentado por Buchman *et al.* (1983), que consideraram que as árvores sobreviventes repetem o processo de sobrevivência anualmente, até que terminem por sucumbir à competição, senilidade ou fatores externos. Dessa forma, os conceitos de sobrevivência e mortalidade não podem ser tratados de maneira independente.

Amateis *et al.* (1997) sugeriram a hipótese de que há, pelo menos, três fases distintas de sobrevivência das árvores de um povoamento florestal, que devem ser reconhecidas quando se deseja realizar a modelagem do padrão de sobrevivência. A primeira fase ocorre durante o primeiro ano depois do plantio, quando a sobrevivência é altamente variável e depende de muitos fatores, incluindo as condições da muda, práticas de plantio e fatores climáticos. A segunda fase de sobrevivência ocorre do primeiro ano até o fechamento das copas, em que a mortalidade pode ser atribuída a diversos fatores, exceto a competição intraespecífica. Finalmente, a terceira fase de sobrevivência ocorre desde o início da mortalidade induzida pela competição intraespecífica até a idade de rotação. Neste trabalho, como a amplitude de variação de idade das árvores que compõem o banco de dados é de 4,6 até 35,2 anos, então trata-se, majoritariamente, da terceira fase de sobrevivência.

Nas 652 unidades amostrais avaliadas, foram eliminadas as seguintes observações de árvores mortas: I) árvores mortas antes da primeira ocasião do inventário florestal contínuo, realizado, geralmente, em torno dos 5 anos de idade dos plantios de *Pinus taeda*; II) árvores cortadas nos desbastes, as quais não devem ser consideradas no cômputo da mortalidade, mas sim, no aproveitamento da produção gerada pelas colheitas parciais dos povoamentos de *Pinus taeda*; III) os pares de observações (árvore morta, árvore morta), que já haviam sido identificadas como árvores mortas numa ocasião anterior do inventário florestal contínuo.

O conjunto de dados remanescente, em nível de árvore individual, totaliza 285.468 observações, as quais foram codificadas em dois grupos: I) 1, pares de

observações (árvore viva, árvore viva), com 283.696 observações (Tabela 2.1); II) 0 (zero), pares de observações (árvore viva, árvore morta), com 1.772 observações (Tabela 2.2). As observações do grupo II (árvore viva, árvore morta), correspondem a 0,62% do total, as quais abordam a mortalidade regular e irregular das árvores de *Pinus taeda*, uma vez que também foram consideradas as árvores com danos na copa e no tronco, causados principalmente pelo vento e pelo macaco-prego (*Sapajus nigritus* Goldfuss, 1809). Neste último caso, consideram-se de maneira conjunta os danos do tipo janelamento e anelamento, descritos por Mikich e Liebsch (2009).

TABELA 2.1 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE SOBREVIVÊNCIA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

	Variável	Média	Mínimo	Máximo
Árvore	Diâmetro à altura do peito (cm)	19,95	3,18	68,12
	Altura total (m)	14,45	2,70	42,90
Parcela	Idade (ano)	9,58	4,60	34,10
	Área basal (m ² .ha ⁻¹)	44,80	8,99	77,57
	Número de árvores (árv.ha ⁻¹)	1484	271	2220
	Diâmetro médio (cm)	19,86	8,49	46,22
	Diâmetro médio quadrático (cm)	20,18	8,88	46,85
	Diâmetro dominante (cm)	26,01	13,48	63,03
	Altura dominante (m)	15,16	6,47	41,07
	Índice de sítio (m)*	27,97	21,88	34,52

FONTE: O autor (2017).

NOTA: * calculado com base na equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese, para idade de referência de 20 anos (Expressão 1.12).

TABELA 2.2 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

	Variável	Média	Mínimo	Máximo
Árvore	Diâmetro à altura do peito (cm)	13,75	3,18	50,61
	Altura total (m)	11,46	2,40	38,00
Parcela	Idade (ano)	10,15	5,20	34,10
	Área basal (m ² .ha ⁻¹)	51,55	8,99	73,03
	Número de árvores (árv.ha ⁻¹)	1497	389	2220
	Diâmetro médio (cm)	20,68	8,49	44,00
	Diâmetro médio quadrático (cm)	21,10	8,88	46,18
	Diâmetro dominante (cm)	28,05	13,48	63,03
	Altura dominante (m)	16,47	7,72	40,48
	Índice de sítio (m)*	28,02	22,74	31,83

FONTE: O autor (2017).

NOTA: * calculado com base na equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese, com idade de referência de 20 anos (Expressão 1.12).

Eid e Tuhus (2001), em seu modelo logístico de sobrevivência em nível de árvore individual para *Picea abies*, *Pinus sylvestris* L. e *Betula* spp., contemplaram

tanto a mortalidade regular, causada pela supressão ou competição, como mortalidade irregular, causada pelo vento, neve e doenças. Miranda (2016) recomendou a realização de estudos que considerem a estimativa conjunta da mortalidade regular e irregular de árvores de *Pinus taeda*.

Para abordar somente a mortalidade regular, foram eliminadas dos dados as observações de árvores que apresentaram danos na copa e no tronco, causados principalmente pelo vento e pelo macaco-prego (5.517). Dessa forma, restaram 279.951 observações, também codificadas em dois grupos: I) 1, pares de observações (árvore viva, árvore viva), com 278.628 observações; II) 0, pares de observações (árvore viva, árvore morta), com 1.323 observações (Tabela 2.3). As observações do grupo II (árvore viva, árvore morta), correspondem a 0,47% do total de observações, as quais abordam apenas a mortalidade regular das árvores de *Pinus taeda*. A caracterização dos dados do grupo I, não apresentada aqui, é bastante semelhante às observações de sobrevivência caracterizadas na Tabela 2.1.

TABELA 2.3 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

	Variável	Média	Mínimo	Máximo
Árvore	Diâmetro à altura do peito (cm)	12,12	3,18	50,61
	Altura total (m)	11,32	2,40	38,00
	Idade (ano)	10,03	5,20	34,10
	Área basal (m ² .ha ⁻¹)	50,96	8,99	73,03
Parcela	Número de árvores (árv.ha ⁻¹)	1502	389	2220
	Diâmetro médio (cm)	20,56	8,49	44,00
	Diâmetro médio quadrático (cm)	20,99	8,88	46,18
	Diâmetro dominante (cm)	27,91	13,48	63,03
	Altura dominante (m)	16,31	7,72	40,48
	Índice de sítio (m)*	28,12	22,74	31,83

FONTE: O autor (2017).

NOTA: * calculado com base na equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese, com idade de referência de 20 anos (Expressão 1.12).

Considerando todos os povoamentos de *Pinus taeda* estudados, a proporção de observações de árvores com a copa quebrada e danificadas pelo macaco-prego é de 1,93%. Somente a porcentagem das árvores danificadas pelo macaco-prego é de 1,16%, em 5 anos de avaliação. Caso as unidades administrativas da empresa Juliana Florestal Ltda. fossem consideradas isoladamente, o percentual de árvores danificadas poderia atingir valores muito maiores, devido à concentração dos danos. Avaliando um único povoamento de

Pinus taeda, durante 4,5 anos, em Ponte Serrada, estado de Santa Catarina, Liebsch *et al.* (2015) encontraram 63,8% de árvores danificadas pelo macaco-prego.

Tanto a mortalidade regular, como irregular, nos povoamentos de *Pinus taeda* estudados, foram pouco expressivas, reforçando a ideia de que a mortalidade de árvores é um evento raro, conforme reportado por Weiskittel *et al.* (2011).

As variáveis independentes para compor o modelo de sobrevivência foram organizadas em diferentes categorias: I) idade; II) dimensões da árvore; III) crescimento; IV) índices de competição; V) densidade; VI) parcela; VII) sítio; VIII) desbaste; IX) fatores extrínsecos.

As duas primeiras categorias têm comportamento semelhante, já que as dimensões da árvore podem ser utilizadas para representar a idade nos modelos de sobrevivência, inclusive apresentando melhor desempenho do que a idade (YANG *et al.*, 2003). No entanto, para este estudo, tanto foi considerada a idade (t), em anos, como variável independente, como o diâmetro à altura do peito (d) da árvore, em cm, e suas transformações d^{-1} e d^2 . Monserud e Sterba (1999) utilizaram a transformação d^{-1} para representar com precisão tanto as maiores taxas de mortalidade para árvores menores, como a diminuição das taxas de mortalidade para os maiores diâmetros, enquanto o d e d^2 serviram para modelar o aumento da taxa de mortalidade para árvores mais velhas. Esses autores, no entanto, estimaram a probabilidade de mortalidade e não de sobrevivência.

O crescimento das árvores foi representado pelo incremento médio anual em diâmetro à altura do peito (IMA_d), em cm.ano^{-1} , tal como utilizado por Hamilton Jr. (1986) e Pacala *et al.* (1996). Informações do crescimento são importantes, pois refletem o balanço do carbono na árvore e, uma vez que a planta não pode mais sintetizar carbono, então não pode mais sobreviver (PACALA *et al.*, 1996; HAWKES, 2000).

O processo de competição tem sido classificado de duas maneiras básicas: I) simétrica ou assimétrica; e II) unilateral ou bilateral. Na competição bilateral, os recursos do ambiente são divididos, igualmente ou proporcionalmente ao tamanho das árvores, enquanto que na unilateral as maiores árvores não são afetadas por suas vizinhas menores. Quando existe uma perfeita divisão dos recursos quanto ao tamanho das árvores, a competição é simétrica. É possível afirmar que a competição unilateral é considerada como um caso extremo da competição assimétrica; já a bilateral é considerada como sendo simétrica ou assimétrica dependendo se a

divisão dos recursos é proporcional ao porte das árvores, ou não (SOARES; TOMÉ, 2003). A competição é importante, pois conduz o processo de mortalidade privando as árvores de recursos (HAWKES, 2000).

Para representar o processo de competição unilateral foram testados diversos índices de competição (Quadro 2.1), que devem quantificar o estresse competitivo, ou a habilidade competitiva, experimentada por uma árvore. Na maioria dos casos, considera-se que o índice de competição representa o efeito da competição por recursos escassos, como luz, água, nutrientes e espaço físico (DANIELS e BURKHART, 1975).

QUADRO 2.1 – ÍNDICES DE COMPETIÇÃO TESTADOS PARA QUANTIFICAR O ESTRESSE COMPETITIVO DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L.

Índices de Competição							
$IC_1 = \frac{d_i}{\bar{d}}$	$IC_2 = \frac{d_i^2}{\bar{d}^2}$	$IC_3 = \frac{d_i}{d_g}$	$IC_4 = \frac{d_i^2}{d_g^2}$	$IC_5 = \frac{d_i}{d_{m\acute{a}x}}$	$IC_6 = \frac{d_i^2}{d_{m\acute{a}x}^2}$	$IC_7 = \frac{d_i}{d_{dom}}$	$IC_8 = \frac{d_i^2}{d_{dom}^2}$
$IC_9 = \sum_{k=1}^m g_k$ $IC_{10} = \sum_{j=1}^n \frac{d_j}{d_i}$ $IC_{11} = \left[\left(\frac{10000}{N} \right) * \left(\frac{g_i}{\bar{g}} \right) \right]$ $IC_{12} = \frac{\sum_{k=1}^m g_k}{G}$ $IC_{13} = \frac{\sum_{k=1}^m g_k}{G * \left[\frac{100}{\sqrt{N} * h_{dom}} \right]}$							

FONTE: O autor (2017).

NOTA: IC_i = índice de competição i ; d_i = diâmetro à altura do peito da árvore objeto “ i ” (cm); \bar{d} = diâmetro à altura do peito médio da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); d_g = diâmetro médio quadrático da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); $d_{m\acute{a}x}$ = diâmetro máximo da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); d_{dom} = diâmetro dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); g_k = área transversal da árvore “ k ” maior do que a árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$); m = número de árvores com diâmetro maior do que a árvore objeto “ i ”; d_j = diâmetro à altura do peito da árvore competidora “ j ” (cm); n = número de árvores competidoras, da parcela da árvore objeto “ i ”; g_i = área transversal da árvore objeto “ i ” (m^2); \bar{g} = área transversal média da parcela da árvore objeto “ i ” (m^2); N = número de árvores por hectare da parcela da árvore objeto “ i ”; G = área basal da parcela da árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$); h_{dom} = altura dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (m).

A competição bilateral foi descrita pelas variáveis da categoria densidade: área basal por hectare (G), número de árvores por hectare (N), as transformações do número de árvores por hectare N^{-1} e $100 * N^{-1}$, além do Fator de Wilson (1951) (F_W) (Expressão 2.1).

$$F_W = \frac{100}{\sqrt{N} * h_{dom}} \quad (\text{Expressão 2.1})$$

em que:

N = número de árvores por hectare;

h_{dom} = altura dominante.

Foi testado também o efeito das variáveis da parcela sobre a sobrevivência das árvores de *Pinus taeda*, representadas por: média aritmética dos diâmetros à altura do peito (\bar{d}), em cm; coeficiente de variação dos diâmetros à altura do peito (CV_d), em %; diâmetro médio quadrático (d_g), em cm, calculado conforme Machado e Figueiredo Filho (2009); diâmetro máximo da parcela ($d_{m\acute{a}x}$), em cm; diâmetro das árvores dominantes da parcela (d_{dom}), em cm; e altura das árvores dominantes da parcela (h_{dom}), em m.

Variáveis que expressam a produtividade do sítio são frequentemente incluídas em modelos de sobrevivência e mortalidade (ADAME *et al.*, 2010), apresentando-se significativas em alguns estudos (EID e TUHUS, 2001; YAO *et al.*, 2001). Neste trabalho o efeito da produtividade do sítio foi dado pelo índice de sítio, expresso pela altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12).

Para expressar o efeito dos desbastes sobre a sobrevivência das árvores de *Pinus taeda*, foi incluída uma variável para expressar a ocorrência do desbaste ($Desb$), assumindo valor 1, se a parcela sofreu desbaste no último ano e 0, se não sofreu desbaste no último ano, entre outras variáveis para caracterizar a intensidade do desbaste, o qual foi sistemático seletivo, em torno de 11 e 12 anos de idade. Foi utilizada a área basal das árvores removidas pelo desbaste (G_{desb}), em $m^2.ha^{-1}$, a área basal das árvores remanescentes ao desbaste (G_{rem}), em $m^2.ha^{-1}$, o número de árvores por hectare removidas pelo desbaste (N_{desb}) e o número de árvores por hectare remanescentes ao desbaste (N_{rem}). Presumiu-se que as variáveis do desbaste (Expressão 2.2 a 2.5) poderiam representar a mortalidade antropogênica (VANCLAY, 1994) e o efeito da diminuição da competição bilateral.

$$G_{desb1} = \frac{G_{desb}}{G_{rem}} \quad (\text{Expressão 2.2})$$

$$G_{desb2} = \frac{G_{desb}}{(G_{desb} + G_{rem})} \quad (\text{Expressão 2.3})$$

$$N_{desb1} = \frac{N_{desb}}{N_{rem}} \quad (\text{Expressão 2.4})$$

$$N_{desb2} = \frac{N_{desb}}{(N_{desb} + N_{rem})} \quad (\text{Expressão 2.5})$$

em que:

G_{desb} = área basal das árvores removidas pelo desbaste ($m^2.ha^{-1}$);

G_{rem} = área basal das árvores remanescentes ao desbaste ($m^2.ha^{-1}$);

N_{desb} = número de árvores removidas pelo desbaste (ár.v.ha⁻¹);
 N_{rem} = número de árvores remanescentes ao desbaste (ár.v.ha⁻¹).

As variáveis da categoria fatores extrínsecos foram a ocorrência de danos causados pelo macaco-prego (Mac), assumindo valor 1, se a árvore apresenta dano e 0, se não apresenta dano; e a ocorrência de copa quebrada (C_{queb}) por diferentes agentes, assumindo valor 1, se a árvore apresenta copa quebrada e 0, se não apresenta. Obviamente, as variáveis dessa categoria foram consideradas somente para o ajuste do modelo logístico de sobrevivência considerando também a mortalidade irregular.

Para modelagem da sobrevivência, foi considerada que a variável dependente é dicotômica, assumindo valor 1 para árvore viva e valor 0 para árvore morta. O modelo logístico (Expressão 2.6) utilizado para probabilidade de sobrevivência (P_S) foi formulado como segue:

$$P_S = \frac{e^{b'X}}{1+e^{b'X}} = \frac{e^{b_0+b_1X_1+b_2X_2+\dots+b_nX_n}}{1+e^{b_0+b_1X_1+b_2X_2+\dots+b_nX_n}} \quad (\text{Expressão 2.6})$$

em que:

$b'X$ = combinação linear de n coeficientes com o vetor de variáveis independentes;

$b_0, b_1, b_2, \dots, b_n$ = coeficientes a serem estimados;

X_1, X_2, \dots, X_n = variáveis independentes.

O modelo logístico foi ajustado utilizando o procedimento PROC LOGISTIC, do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, em que a seleção do melhor conjunto de variáveis independentes para estimativa da sobrevivência foi efetuada por meio de seleção passo a passo (*stepwise*), com nível de significância para inserção e eliminação de variáveis de 1% ($\alpha = 0,01$) (Apêndice 3). Além da significância estatística, tentou-se evitar que mais de uma variável por categoria fizesse parte do modelo final, visando impedir a correlação entre essas variáveis, maior aplicabilidade e realismo biológico ao modelo logístico para estimar sobrevivência.

Para analisar a significância de cada variável do modelo logístico ajustado, foi aplicado o teste de Wald (1943), que relaciona a estimativa do coeficiente

correspondente à variável com seu erro padrão. O valor da estatística de Wald (1943) deve ser comparado com a distribuição de Qui-quadrado, para testar a hipótese de o coeficiente estimado ser significativamente diferente de zero (H1) ou nulo (H0) (SOARES, 1999; HOSMER e LEMESHOW, 2000).

A qualidade do ajuste do modelo logístico foi analisada por meio do teste Hosmer-Lemeshow, realizado pelo procedimento PROC LOGISTIC, do aplicativo computacional SAS® *University Edition*. O teste de Hosmer-Lemeshow consiste em dividir o conjunto de dados em 10 classes baseadas nos percentis das probabilidades estimadas, para comparar o número de árvores vivas observado e estimado, bem como o número de árvores mortas observado e estimado, com a estatística de Qui-quadrado de Pearson, com nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$). Caso não ocorram diferenças significativas entre os valores observados e estimados pelo modelo logístico, em cada classe, considera-se que o modelo apresentou bom ajuste (HOSMER e LEMESHOW, 2000).

A curva ROC (*receiver operating characteristic*) foi considerada para avaliar a exatidão das estimativas de sobrevivência geradas pelo modelo logístico. A curva ROC consiste na representação gráfica da sensibilidade sobre 1 menos a especificidade, para toda a variação possível de pontos de corte (HOSMER e LEMESHOW, 2000). Neste estudo a sensibilidade é a probabilidade de classificação correta da sobrevivência, enquanto que a especificidade é a probabilidade de classificação correta de mortalidade. Tanto a sensibilidade quanto a especificidade dependem de um valor de probabilidade de sobrevivência, o qual deve servir de limite para a classificação da árvore viva (1) e árvore morta (0), denominado ponto de corte. A área abaixo da curva ROC, que varia de zero até 1, fornece uma descrição completa da precisão da classificação dada pelo modelo logístico (HOSMER e LEMESHOW, 2000).

A definição do ponto de corte para a função logística desenvolvida neste estudo permitiu converter as probabilidades de sobrevivência em valores dicotômicos. Árvores com estimativas de probabilidade de sobrevivência superiores a este valor são consideradas vivas (1), caso contrário são consideradas mortas (0). O valor do ponto de corte foi definido analisando a taxa de sobrevivência global das árvores, o ponto de encontro das curvas de sensibilidade e especificidade e a porcentagem de classificação correta de sobrevivência e mortalidade das árvores de *Pinus taeda*.

2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

2.3.1 MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR

As variáveis independentes selecionadas para estimar a probabilidade anual de sobrevivência, considerando a mortalidade regular e irregular foram: idade (t), em anos; o incremento médio anual em diâmetro (IMA_d), em cm.ano^{-1} ; o índice de competição IC_{13} , área basal (G), em $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$; coeficiente de variação dos diâmetros (CV_d), em %; e a ocorrência de desbaste ($Desb$). Todos os coeficientes correspondentes às variáveis independentes selecionadas foram significativos, conforme o teste de Wald (1943) (Tabela 2.4). Nenhuma variável independente das categorias dimensões da árvore e sítio foram selecionadas para compor o modelo, pois não apresentaram efeito significativo sobre a estimativa da probabilidade de sobrevivência.

TABELA 2.4 – COEFICIENTES ESTIMADOS, ERRO PADRÃO E TESTE DE WALD, PARA CADA VARIÁVEL INDEPENDENTE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

Variável Independente	Coeficiente	Erro Padrão	Wald
Intercepto	-7,4653	0,5299	198,4936**
Idade (t)	0,3062	0,0140	476,8806**
IMA_d	4,9112	0,0896	3006,4678**
IC_{13}	98,4045	7,2603	183,7063**
G	-0,0358	0,00315	129,1065**
CV_d	0,0236	0,00852	7,6879**
$Desb$	1,8425	0,3202	33,1102**

FONTE: O autor (2017).

NOTA: IMA_d = incremento médio anual em diâmetro (cm.ano^{-1}); IC_{13} = BAL modificado; G = área basal ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$); CV_d = coeficiente de variação dos diâmetros (%); $Desb$ = ocorrência de desbaste; ** significativo a 1% de probabilidade ($\alpha = 0,01$).

O sinal dos coeficientes do modelo de sobrevivência (Tabela 2.4) é indicativo de sua consistência biológica, pois expressa a relação de proporcionalidade entre a variável explicativa correspondente e a probabilidade de sobrevivência. No entanto, a interação entre as variáveis do modelo logístico de sobrevivência pode dificultar a interpretação dos resultados apenas com a análise do valor dos coeficientes. Assim, a Figura 2.1 apresenta os resultados da mortalidade regular e irregular (%)

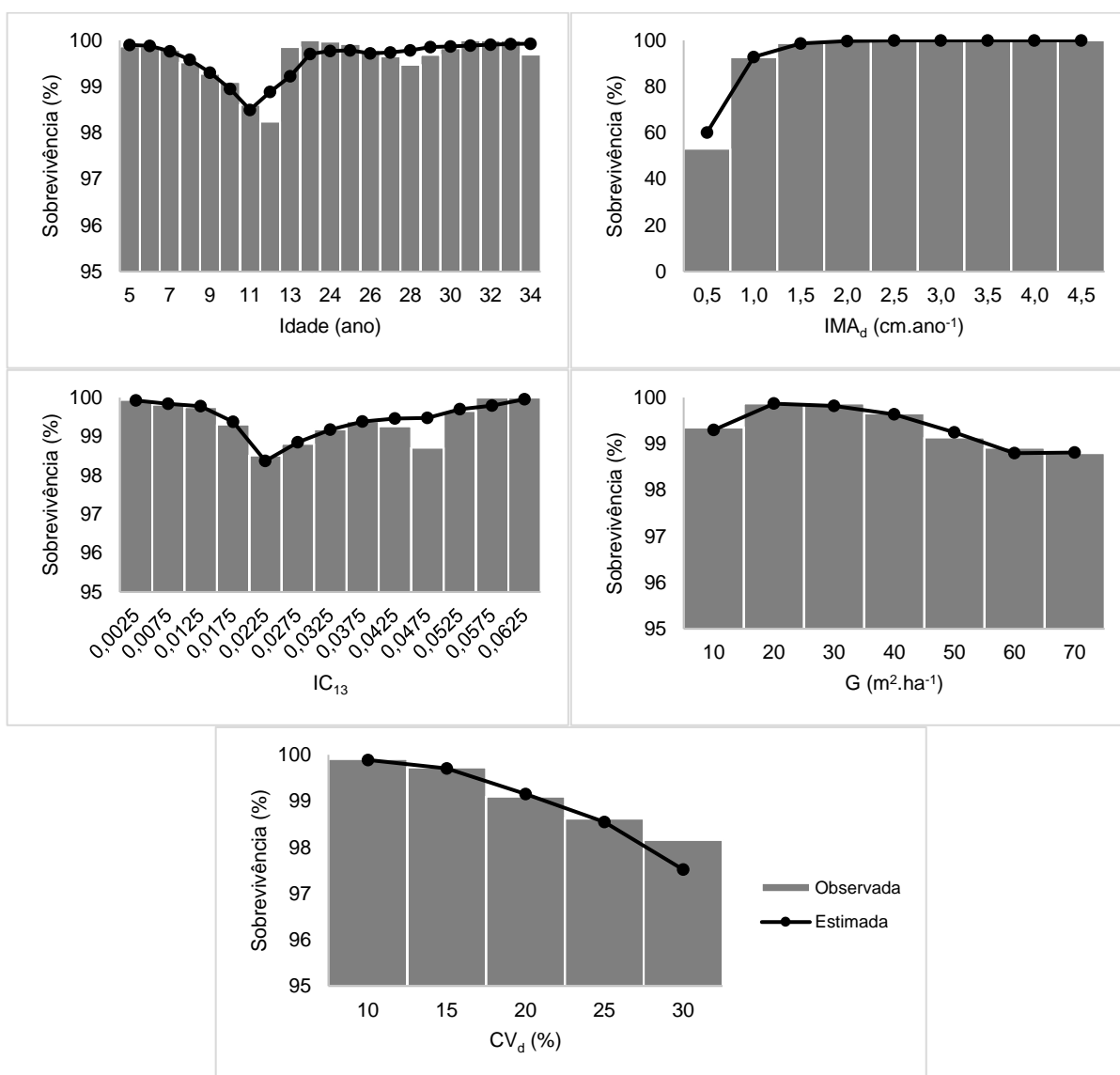
observada e estimada, sobre cada variável explicativa do modelo logístico, exceto a ocorrência de desbaste.

Os valores de sobrevivência estimados pelo modelo logístico, quando representados graficamente sobre as variáveis t , IMA_d , IC_{13} , G e CV_d , foram muito próximos dos valores observados (Figura 2.1). O comportamento da sobrevivência sobre o IMA_d e CV_d apresentou coerência biológica, pois quanto maior o crescimento diamétrico da árvore, maior a sobrevivência e quanto maior a variabilidade dos diâmetros da parcela, menor a sobrevivência (Figura 2.1).

O incremento em diâmetro à altura do peito é tradicionalmente utilizado como variável explicativa em modelos de sobrevivência e mortalidade (MONSERUD, 1976; HAMILTON Jr., 1986). Yao *et al.* (2001) relataram tendência clara de diminuição da sobrevivência juntamente com a diminuição do incremento diamétrico, para *Populus tremuloides* Michx., em Alberta, Canadá. Liebsch *et al.* (2015) concluíram que os danos provocados por macacos-prego afetam o crescimento das árvores de *Pinus taeda*. Dentre as variáveis independentes do modelo de sobrevivência, considerando a mortalidade regular e irregular, incluindo árvores danificadas pelo macaco-prego, o IMA_d foi a variável mais significativa, de acordo com o teste de Wald (1943) (Tabela 2.4). Este resultado pode demonstrar a influência dos danos causados pelo macaco-prego sobre o crescimento (IMA_d) das árvores e, conseqüentemente, sobre a sobrevivência das árvores de *Pinus taeda*. Bravo-Oviedo *et al.* (2006) encontraram menor probabilidade de sobrevivência para árvores dominadas dentro de povoamentos com maior variabilidade diamétrica, para *Pinus sylvestris*, na Espanha. Os resultados desse autor são semelhantes aos encontrados neste estudo, para o comportamento da sobrevivência de *Pinus taeda* sobre o coeficiente de variação dos diâmetros (CV_d) (Figura 2.1).

Pode-se considerar que o comportamento da sobrevivência em relação à área basal também mostrou coerência biológica, uma vez que é possível identificar tendência de diminuição da sobrevivência, à medida que aumenta a área basal da parcela em que a árvore objeto se encontra. No entanto, há menor sobrevivência para a classe com menor valor de área basal, a qual pode ser atribuída a árvores muito jovens, pouco vigorosas, ainda na segunda fase de sobrevivência (AMATEIS *et al.*, 1997). A mortalidade, nesse caso, pode ser atribuída a diversos fatores, como características do solo e tratamentos culturais, exceto a competição intraespecífica.

FIGURA 2.1 – SOBREVIVÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR, SOBRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO DE SOBREVIVÊNCIA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

A idade é comumente utilizada em algoritmos para expressar a sobrevivência em modelos de clareiras (*gap models*), em que se assume que a probabilidade de sobrevivência deve diminuir quando a árvore se aproxima de uma idade limite, devido à senilidade (HAWKES, 2000). Ao analisar o comportamento da sobrevivência sobre a idade (Figura 2.1), não há tendência clara, pois, inicialmente a sobrevivência diminui com o aumento da idade, depois volta a aumentar, permanecendo estável até as idades mais avançadas. Este padrão pode ter ocorrido devido às características dos dados utilizados neste estudo, que podem ser divididos em dois grandes estratos com relação à idade: I) povoamentos de *Pinus taeda*

jovens, até 13 anos de idade; II) povoamentos de *Pinus taeda* antigos, de 23 a 34 anos de idade. Para o primeiro estrato, os resultados da sobrevivência podem ser elucidados pelo rápido crescimento inicial e, conseqüente, aumento da competição, resultando em diminuição da sobrevivência, até a ocorrência do primeiro desbaste. Já no segundo estrato, a sobrevivência sofre pouca influência da idade, mostrando estabilidade e ausência de mortalidade devido à senilidade das árvores de *Pinus taeda*, até a idade avaliada de 34 anos.

O comportamento esperado era o de que ocorresse a diminuição da sobrevivência com o aumento do IC_{13} , conforme reportou Crecente-Campo *et al.* (2009), já que este índice de competição é tanto maior, quanto maior for a competição submetida à árvore objeto. Todavia, ao analisar a Figura 2.1, constata-se que as variações da sobrevivência com relação ao IC_{13} são muito semelhantes às aquelas encontradas, com relação à idade. Este resultado pode indicar interação entre a idade e o IC_{13} , bem como sugerir que a característica dos dados deste estudo também tenha influenciado a relação da sobrevivência com o IC_{13} .

Ambas as variáveis que representam fatores extrínsecos, ocorrência de danos do macaco-prego (Mac) e copa quebrada (C_{queb}) foram selecionadas pelo método *stepwise* ($\alpha = 0,01$), para compor o modelo logístico de sobrevivência. Contudo, o modelo logístico com a inclusão dessas variáveis apresentou estimativas de sobrevivência e mortalidade regular e irregular significativamente diferentes dos valores observados, de acordo com o teste de Hosmer-Lemeshow ($\alpha = 0,05$). Além disso, as variáveis Mac e C_{queb} são de difícil projeção para idades futuras, o que dificultaria a utilização do modelo de sobrevivência em simuladores de crescimento e produção florestal. Sendo assim, essas variáveis não foram consideradas no modelo de sobrevivência (Tabela 2.4).

Quanto à variável ocorrência de desbaste ($Desb$), a sobrevivência das árvores foi de 99,37% para árvores de parcelas não desbastadas e 99,84% para árvores de parcelas desbastadas. Avila e Burkhart (1992) encontraram diferença significativa entre o modelo logístico ajustado para estimar probabilidade de sobrevivência de povoamentos de *Pinus taeda* desbastados e não desbastados. Entretanto, ao testar as variáveis tempo desde a ocorrência do desbaste, idade do desbaste e área basal removida pelo desbaste, os autores constataram que estas variáveis não melhoraram o desempenho da função logística. Hamilton Jr. (1986)

reportou que a redução da área basal e aumento do incremento em diâmetro das árvores, causados pelo desbaste, resultam na diminuição da probabilidade de mortalidade.

O teste de Hosmer-Lemeshow indicou que não há diferença significativa entre os valores observados e estimados de sobrevivência e mortalidade regular e irregular, considerando o nível de significância de 5% (Tabela 2.5). De acordo com o teste de Hosmer-Lemeshow, o modelo logístico (Tabela 2.4) apresentou boas estimativas de sobrevivência e mortalidade regular e irregular, em nível de árvore individual, para *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina (Tabela 2.5).

TABELA 2.5 – TESTE DE HOSMER-LEMESHOW PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Classe de P_s	n	Teste de Hosmer-Lemeshow			
		Árvore viva (1)		Árvore morta (0)	
		Observado	Estimado	Observado	Estimado
1	28.547	27.240	27.205,09	1.307	1.341,91
2	28.544	28.344	28.358,85	200	185,15
3	28.542	28.448	28.446,45	94	95,55
4	28.547	28.487	28.489,40	60	57,60
5	28.558	28.514	28.521,61	44	36,39
6	28.484	28.460	28.460,68	24	23,32
7	28.611	28.590	28.596,09	21	14,91
8	28.546	28.535	28.536,68	11	9,32
9	28.568	28.560	28.562,38	8	5,62
10	28.521	28.518	28.518,64	3	2,36

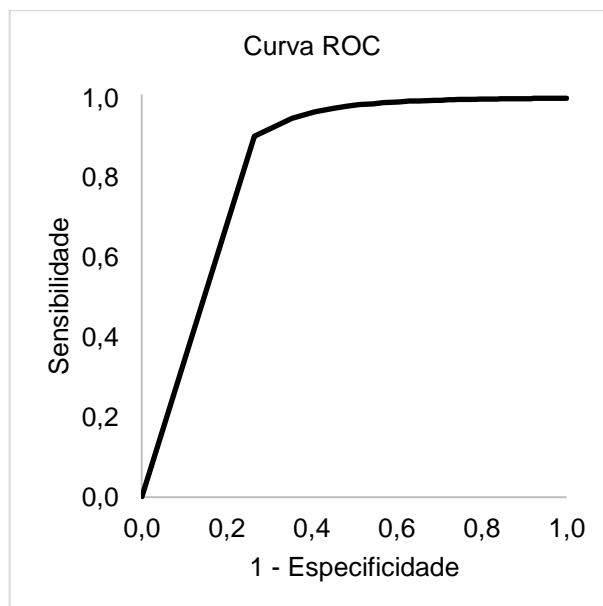
FONTE: O autor (2017).

NOTA: O valor de Qui-quadrado calculado do teste de Hosmer-Lemeshow $\chi^2_{calc.} = 7,8634$, com valor $p = 0,4469$; P_s = probabilidade de sobrevivência estimada.

A área abaixo da curva ROC é de 0,8845, o que indica excelente capacidade de classificação (HOSMER e LEMESHOW, 2000) do modelo logístico ajustado (Figura 2.2). O alto valor encontrado para área abaixo da curva ROC indica que a maioria das árvores vivas foi corretamente classificada. Conforme Hosmer e Lemeshow (2000), valores superiores a 0,9 para a área abaixo da curva ROC são extremamente raros de se observar. O valor da área abaixo da curva ROC encontrado neste estudo (Figura 2.2), para o modelo de sobrevivência considerando mortalidade regular e irregular foi superior aos valores encontrados em diversos estudos sobre modelagem de sobrevivência e mortalidade de diversas espécies florestais (BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; ADAME

et al., 2010; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012; DAS e STEPHENSON, 2015; QIU *et al.*, 2015).

FIGURA 2.2 – CURVA ROC PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



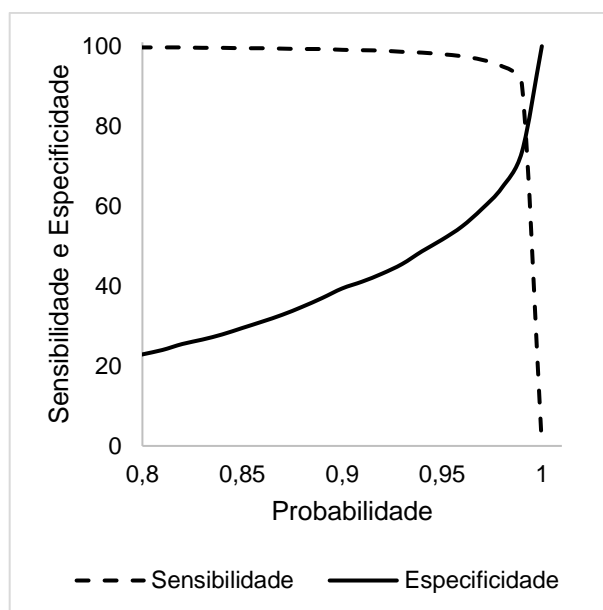
FONTE: O autor (2017).

As curvas de sensibilidade e especificidade (Figura 2.3) indicam a probabilidade de 0,992 para o ponto de corte ótimo. No entanto, considerar vivas somente as árvores que apresentam probabilidades de sobrevivência maiores ou iguais a 0,992 leva a um erro de classificação de 11,60% para árvores vivas e 22,80%, para árvores mortas. Como o número de árvores vivas é muitas vezes superior ao número de árvores mortas, o erro de classificação de 11,60% corresponde a cerca de 33 mil árvores vivas, que seriam classificadas erroneamente como mortas. Assim, o valor de probabilidade de 0,992 para ponto de corte não deve ser adotado, uma vez que a mortalidade regular e irregular observada é de apenas 1.772 árvores.

Visando a obtenção de uma probabilidade limite que resulte numa estimativa de mortalidade regular e irregular mais próxima à observada, foram testados os valores de ponto de corte de 0,90, 0,92 e 0,94 (Tabela 2.6). Quanto maior a probabilidade limite, maior o erro de classificação para árvores vivas e menor o erro de classificação para árvores mortas (Tabela 2.6). A probabilidade limite de 0,90 produz um erro de classificação para árvores mortas de 60,55%, ou seja, produz

mais erros de classificação do que acertos. A probabilidade limite de 0,94 produz estimativa de mortalidade regular e irregular de 5.496 árvores. Recomenda-se a utilização da probabilidade limite de 0,92, a qual apresenta erro de classificação de 1,15% para árvores vivas e 56,88%, para árvores mortas, com estimativa de mortalidade regular e irregular de 4.020 árvores.

FIGURA 2.3 – CURVAS DE SENSIBILIDADE E ESPECIFICIDADE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

TABELA 2.6 – CLASSIFICAÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA PARA OS PONTOS DE CORTE 0,90, 0,92 E 0,94, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR E IRREGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Valores Preditos Limite 0,90	Valores Observados		Total
	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	281.259	1.073	282.332
Árvore morta (0)	2.437	699	3.136
Total	283.696	1.772	285.468
Valores Preditos Limite 0,92	Valores Observados		Total
	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	280.440	1.008	281.448
Árvore morta (0)	3.256	764	4.020
Total	283.696	1.772	285.468
Valores Preditos Limite 0,94	Valores Observados		Total
	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	279.063	909	279.972
Árvore morta (0)	4.633	863	5.496
Total	283.696	1.772	285.468

FONTE: O autor (2017).

2.3.2 MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO SOMENTE MORTALIDADE REGULAR

As variáveis independentes selecionadas para estimar a probabilidade anual de sobrevivência, considerando somente a mortalidade regular foram: diâmetro à altura do peito (d), em cm; os índices de competição IC_7 e IC_{12} ; o número de árvores por hectare (N); e o diâmetro médio da parcela (\bar{d}). Todos os coeficientes correspondentes às variáveis independentes selecionadas foram significativos, de acordo com o teste de Wald (1943) (Tabela 2.7).

TABELA 2.7 – COEFICIENTES ESTIMADOS, ERRO PADRÃO E TESTE DE WALD, PARA CADA VARIÁVEL INDEPENDENTE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Variável Independente	Coefficiente	Erro Padrão	Wald
Intercepto	-1,6285	0,7144	5,1959*
d	0,1417	0,0324	19,1614**
IC_7	13,6576	0,8447	261,3980**
IC_{12}	4,0624	0,3348	147,2284**
N	-0,00110	0,000175	39,0266**
\bar{d}	-0,2600	0,0257	102,2692**

FONTE: O autor (2017).

NOTA: d = diâmetro à altura do peito (cm); IC_7 = razão entre o diâmetro da árvore objeto e o diâmetro dominante da parcela; IC_{12} = BAL relativo à área basal da parcela; N = número de árvores da parcela ($arv.ha^{-1}$); \bar{d} = diâmetro médio da parcela (cm); * significativo a 5% de probabilidade ($\alpha = 0,05$); ** significativo a 1% de probabilidade ($\alpha = 0,01$).

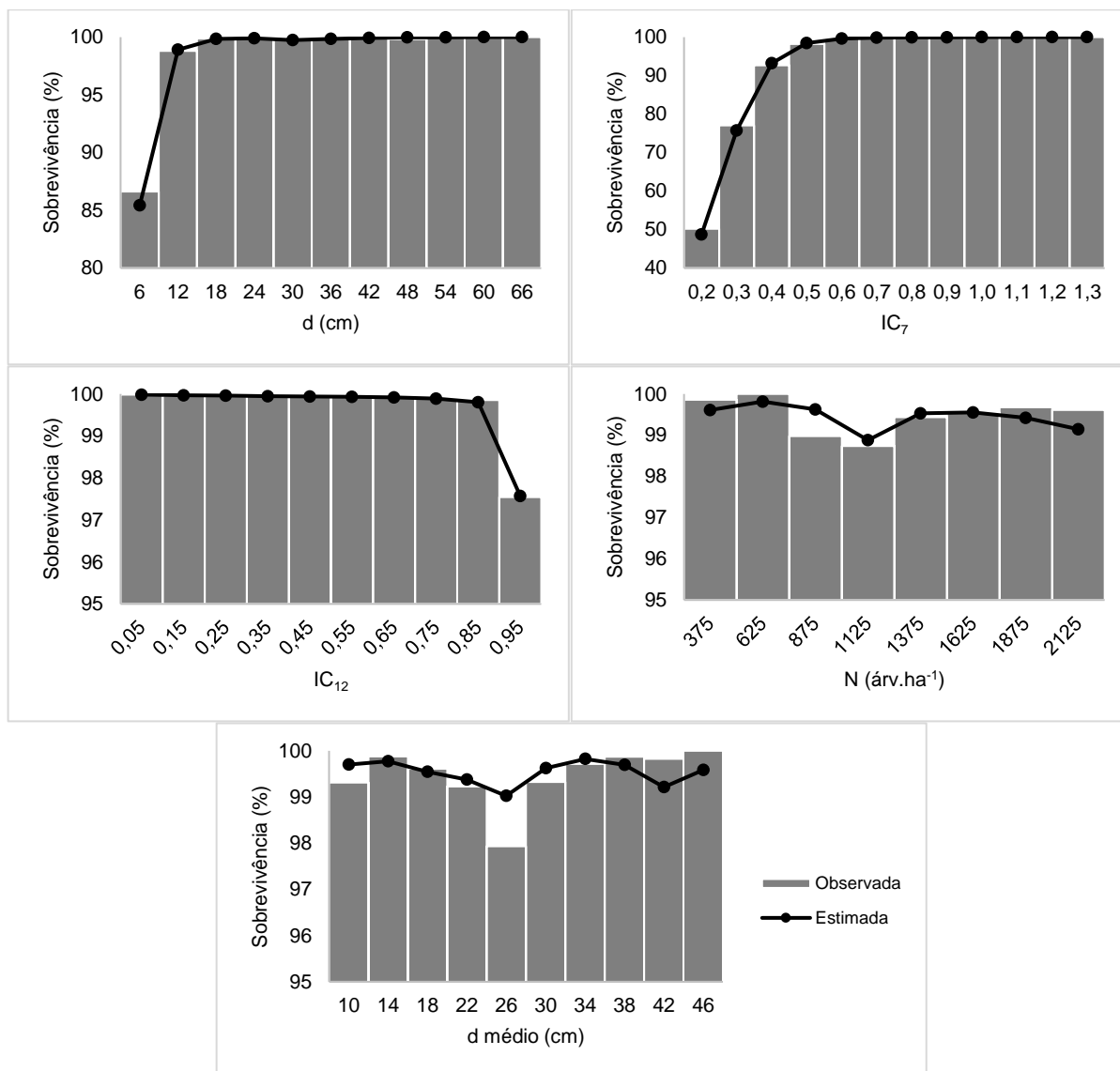
Nenhuma variável das categorias idade, crescimento, sítio e desbaste foi significativa para o modelo de sobrevivência, considerando apenas a mortalidade regular. Também não fazem parte do modelo de sobrevivência, as variáveis da categoria fatores extrínsecos, que não foram consideradas neste modelo.

Ao analisar o comportamento da sobrevivência sobre as variáveis explicativas d , IC_7 e IC_{12} (Figura 2.4), constata-se a coerência biológica, tanto dos dados observados, como das estimativas produzidas pelo modelo logístico.

A sobrevivência é acentuadamente menor para os menores diâmetros à altura do peito da árvore objeto; a partir da classe de diâmetro 18 cm a sobrevivência atinge valores próximos a 100% e permanece estável (Figura 2.4). O diâmetro à altura do peito (d) é variável explicativa recorrente em modelos logísticos de sobrevivência e mortalidade de árvores (MONSERUD, 1976; MONSERUD e

STERBA, 1999; SOARES, 1999; YAO *et al.*, 2001; YANG *et al.*, 2003; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012; QIU *et al.*, 2015).

FIGURA 2.4 – SOBREVIVÊNCIA OBSERVADA E ESTIMADA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR, SOBRE AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO DE SOBREVIVÊNCIA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Embora não tenham sido selecionadas neste modelo de sobrevivência (Tabela 2.7), as transformações da variável diâmetro (d) para d^{-1} e d^2 também são frequentemente selecionadas como variáveis independentes de modelos logísticos de sobrevivência e mortalidade (HAMILTON Jr., 1986; MONSERUD e STERBA, 1999; EID e TUHUS, 2001; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; ADAME *et al.*, 2010; QIU *et al.*, 2015). Hawkes (2000) explicou que as

variáveis que caracterizam as dimensões das árvores afetam a sobrevivência por meio de sua relação com a idade, competição e balanço fotossíntese/respiração da planta.

Apesar de ter sido feito um esforço para deixar apenas uma variável de cada categoria no modelo de sobrevivência, o processo de seleção de variáveis incluiu dois índices de competição. Crecente-Campo *et al.* (2009) também recomendaram um modelo logístico de sobrevivência com dois índices de competição de naturezas distintas, um deles envolvendo a razão entre o diâmetro da árvore objeto e das competidoras e outro, considerando a soma das áreas transversais das árvores da parcela maiores do que a árvore objeto.

O IC_7 , variável explicativa com a maior estatística de Wald (1943) (Tabela 2.7), é dado por uma razão entre o diâmetro à altura do peito da árvore objeto e o diâmetro dominante da parcela. Espera-se que quanto maior o seu valor, maior a sobrevivência. Este é exatamente o comportamento observado na Figura 2.4, em que há um aumento muito destacado da sobrevivência da classe de IC_7 0,2 até 0,6; a partir dessa classe a sobrevivência alcança valores muito próximos de 100% e tende à estabilização. Já o IC_{12} , que considera a soma das áreas transversais das árvores da parcela maiores do que a árvore objeto, indica maior competição quanto maior o seu valor e, conseqüentemente, espera-se menor sobrevivência. A diminuição da sobrevivência é muito pequena da classe de IC_{12} 0,05 até 0,85; apenas para a maior classe de IC_{12} observa-se uma diminuição mais proeminente da sobrevivência (Figura 2.4).

Dentre os índices de competição mais comuns, utilizados como variáveis explicativas de modelos de sobrevivência e mortalidade, é possível citar a razão entre o diâmetro à altura do peito (d) e o diâmetro médio quadrático da parcela (d_g) (AVILA e BURKHART, 1992; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009) e a área basal das árvores maiores do que a árvore objeto, tanto em valores absolutos como relativos (IC_{12}), ou combinada com outras variáveis (IC_{13}) (MONSERUD e STERBA, 1999; EID e TUHUS, 2001; FLEWELLING e MONSERUD, 2002; YANG *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2006; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2009; QIU *et al.*, 2015).

O simples número de árvores por hectare (N) não é uma medida muito eficiente da densidade e competição bilateral, uma vez que não leva em conta as

dimensões das árvores; mesmo assim, seria mais provável que a sobrevivência diminuísse com o aumento do N . Vê-se na Figura 2.4, uma descontínua tendência de diminuição da sobrevivência para os maiores valores de N , porém é mais nítida a menor sobrevivência para as classes de N 875 e 1125 árv.ha⁻¹. Uma possível explicação para esse resultado é o fato de que muitas parcelas nessas classes de N têm idades avançadas (entre 26 e 28 anos), árvores com maiores dimensões e, conseqüentemente, com maior competição bilateral.

Por fim, o diâmetro médio da parcela (\bar{d}), neste caso, pode estar apresentando comportamento semelhante ao da variável idade (t), quando dever-se-ia esperar a diminuição da sobrevivência a partir de um \bar{d} limite, indicativo da senilidade, conforme reportou Hawkes (2000), para a variável idade. No entanto, observa-se comportamento da sobrevivência sobre o \bar{d} semelhante ao observado sobre a idade, para o modelo de sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular, apresentado na Figura 2.1. Acredita-se que a diminuição da sobrevivência dos menores valores de \bar{d} até a classe de 26 cm e posterior aumento (Figura 2.4), ocorra devido às características dos dados utilizados neste estudo, conforme explicado no item 2.3.1.

De acordo com o teste de Hosmer-Lemeshow, não há diferença significativa entre os valores observados e estimados de sobrevivência e mortalidade regular, considerando o nível de significância de 5% ($\alpha = 0,05$). De acordo com o teste de Hosmer-Lemeshow, o modelo logístico apresentou boas estimativas de sobrevivência e mortalidade regular, em nível de árvore individual, para *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina (Tabela 2.8).

A área abaixo da curva ROC é de 0,8417, a qual, segundo Hosmer e Lemeshow (2000), indica excelente capacidade de classificação do modelo logístico ajustado (Figura 2.5). O valor encontrado para área abaixo da curva ROC indica que a maioria das árvores vivas foi corretamente classificada. O valor da área abaixo da curva ROC foi menor que o valor encontrado para o modelo descrito no item 2.3.1; contudo foi superior aos valores encontrados em outros estudos sobre modelagem de sobrevivência e mortalidade de diversas espécies florestais (ADAME *et al.*, 2010; TIMILSINA e STAUDHAMMER, 2012; DAS e STEPHENSON, 2015; QIU *et al.*, 2015).

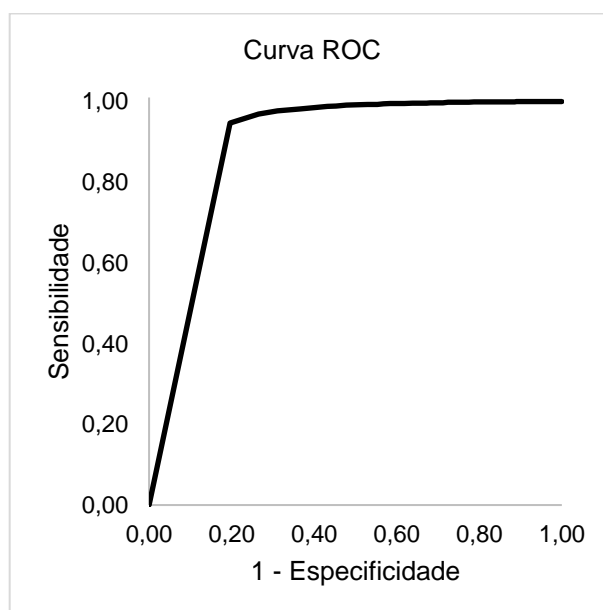
TABELA 2.8 – TESTE DE HOSMER-LEMESHOW PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Classe de P_s	n	Teste de Hosmer-Lemeshow			
		Árvore viva (1)		Árvore morta (0)	
		Observado	Estimado	Observado	Estimado
1	27.996	26.866	26.880,92	1.130	1.115,08
2	27.987	27.923	27.908,52	64	78,48
3	28.014	27.982	27.974,65	32	39,35
4	27.926	27.896	27.900,13	30	25,87
5	27.911	27.889	27.892,10	22	18,90
6	27.998	27.987	27.983,40	11	14,60
7	27.870	27.859	27.858,56	11	11,44
8	27.987	27.981	27.978,00	6	9,00
9	28.138	28.126	28.131,26	12	6,74
10	28.124	28.119	28.120,32	5	3,68

FONTE: O autor (2017).

NOTA: O valor de Qui-quadrado calculado do teste de Hosmer-Lemeshow $\chi^2_{calc.} = 11,9117$, com valor $p = 0,1552$; P_s = probabilidade de sobrevivência estimada.

FIGURA 2.5 – CURVA ROC PARA O MODELO DE SOBREVIVÊNCIA, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

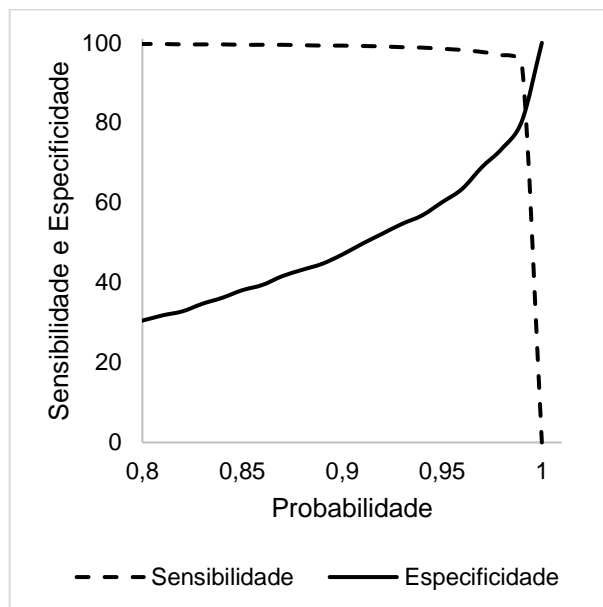


FONTE: O autor (2017).

O ponto de corte ótimo indicado pelas curvas de sensibilidade e especificidade (Figura 2.6) é de 0,991. Todavia, considerar vivas somente as árvores que apresentam probabilidades de sobrevivência maiores ou iguais a 0,991 leva a um erro de classificação de 5,75% para árvores vivas e 18,67% para árvores mortas. Assim como ocorreu para o modelo de sobrevivência, considerando mortalidade regular e irregular, como o número de árvores vivas é muitas vezes superior ao número de árvores mortas, o erro de classificação de 5,75% corresponde a cerca de

16 mil árvores vivas, que seriam classificadas erroneamente como mortas. Assim, o valor de probabilidade de 0,991 para ponto de corte não deve ser adotado, uma vez que a mortalidade regular observada é de apenas 1.323 árvores.

FIGURA 2.6 – CURVAS DE SENSIBILIDADE E ESPECIFICIDADE DO MODELO DE SOBREVIVÊNCIA CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Visando a obtenção de uma probabilidade limite que ofereça uma estimativa de mortalidade regular mais próxima da observada, foram testados os valores de ponto de corte de 0,90, 0,92 e 0,94 (Tabela 2.9). Quanto maior a probabilidade limite, maior o erro de classificação para árvores vivas e menor o erro de classificação para árvores mortas (Tabela 2.9). A probabilidade limite de 0,90 produz um erro de classificação para árvores mortas de 52,83% e estimativa de mortalidade regular de 2.669 árvores. A probabilidade limite de 0,94 produz um erro de classificação para árvores mortas de 43,08% e estimativa de mortalidade regular de 4.235 árvores. Visando equilibrar o erro de classificação de árvores mortas e a estimativa da mortalidade regular, recomenda-se a utilização da probabilidade limite de 0,92, a qual apresenta erro de classificação de 0,93% para árvores vivas e 47,77%, para árvores mortas, com estimativa de mortalidade regular de 3.284 árvores.

TABELA 2.9 – CLASSIFICAÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA PARA OS PONTOS DE CORTE 0,90, 0,92 E 0,94, CONSIDERANDO MORTALIDADE REGULAR DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Valores Preditos	Valores Observados		Total
Limite 0,90	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	276.583	699	277.282
Árvore morta (0)	2.045	624	2.669
Total	278.628	1.323	279.951
Valores Preditos	Valores Observados		Total
Limite 0,92	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	276.035	632	276.667
Árvore morta (0)	2.593	691	3.284
Total	278.628	1.323	279.951
Valores Preditos	Valores Observados		Total
Limite 0,94	Árvore viva (1)	Árvore morta (0)	
Árvore viva (1)	275.146	570	275.716
Árvore morta (0)	3.482	753	4.235
Total	278.628	1.323	279.951

FONTE: O autor (2017).

2.4 CONCLUSÕES

Tanto o modelo de sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular, como considerando apenas a mortalidade regular, ajustados por meio da técnica da regressão logística, apresentaram excelente qualidade de ajuste, baixo erro de classificação e consistência biológica. Tais modelos logísticos podem ser utilizados para estimar a sobrevivência, em nível de árvore individual, para povoamentos de *Pinus taeda* L.

O emprego dos modelos de sobrevivência, tanto considerando a mortalidade regular e irregular, como considerando apenas a mortalidade regular de *Pinus taeda*, pode ser feito utilizando-se a probabilidade limite de 0,92. Entretanto, esses modelos logísticos também podem ser utilizados como modelos estocásticos, em que cada valor estimado de probabilidade de sobrevivência pode ser comparado com uma variável aleatória de distribuição limitada ao intervalo (0, 1).

Os índices de competição foram as variáveis independentes mais importantes para descrever a sobrevivência considerando apenas a mortalidade regular. Já, o incremento médio anual em diâmetro (IMA_d) foi a variável explicativa mais importante para descrever a sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular, incluindo também árvores de *Pinus taeda* danificadas pelo vento e pelo macaco-prego.

REFERÊNCIAS

- ADAME, P.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I. Modeling individual-tree mortality in Pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) stands. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 67, n. 8, p. 810(10), 2010.
- AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E.; LIU, J. Modeling survival in juvenile and mature loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 90, n. 1, p. 51-58, 1997.
- AVILA, O. B.; BURKHART, H. E. Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 22, n. 12, p. 1878-1882, 1992.
- BIGLER, C.; BUGMANN, H. Growth-dependent tree mortality models based on tree rings. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 33, n. 2, p. 210-221, 2003.
- BOTKIN, D. B. **Forest dynamics**: an ecological model. Oxford: Oxford University Press, 1993. 309 p.
- BRAVO-OVIEDO, A.; STERBA, H.; RÍO, M. del; BRAVO, F. Competition-induced mortality for Mediterranean *Pinus pinaster* Ait. and *P. sylvestris* L. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 222, n. 1-3, p. 88-98, 2006.
- BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with application to species of the Great Lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 13, n. 4, p. 601-608, 1983.
- CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.
- CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R. Modeling non-catastrophic individual-tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 6, p. 1542-1550, 2009.
- DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. **Simulation of individual tree growth and stand development in managed loblolly pine plantations**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1975. 69 p.
- DAS, A. J.; STEPHENSON, N. L. Improving estimates of tree mortality probability using potential growth rate. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 45, n. 7, p. 920-928, 2015.
- DIÉGUEZ-ARANDA, U.; CASTEDO-DORADO, F.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J. G.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R. Modelling mortality of scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in the northwest of Spain. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 2, p. 143-153, 2005.

DOBBERTIN, M. Tree growth as indicator of tree vitality and of tree reaction to environmental stress: a review. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 4, p. 319-333, 2005.

EID, T.; TUHUS, E. Models for individual tree mortality in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, n. 1-2, p. 69-84, 2001.

FLEWELLING, J. W.; MONSERUD, R. A. Comparing methods for modelling tree mortality. **USDA Forest Service Proceedings**, Fort Collins, v. 25, p. 168-177, 2002.

FORTIN, M.; BÉDARD, S.; DEBLOIS, J.; MEUNIER, S. Predicting individual tree mortality in northern hardwood stands under uneven-aged management in southern Québec, Canada. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 65, n. 2, p. 205(12), 2008.

FRANKLIN, J. F.; SHUGART, H. H.; HARMON, M. E. Tree death as an ecological process: the causes, consequences, and variability of tree mortality. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 550-556, 1987.

HAMILTON Jr., D. A. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of northern Idaho. **Forest Science**, Bethesda, v. 32, n. 4, p. 989-1000, 1986.

HARTMANN, H.; MESSIER, C.; BEAUDET, M. Improving tree mortality models by accounting for environmental influences. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 37, n. 11, p. 2106-2114, 2007.

HASENAUER, H. **Sustainable forest management: growth models for Europe**. Berlin: Springer, 2006. 398 p.

HAWKES, C. Woody plant mortality algorithms: description, problems and progress. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 126, n. 2-3, p. 225-248, 2000.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. 2 ed. New York: John Wiley and Sons, 2000. 375 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

KOEHLER, A.; FIRKOWSKI, C. Descascamento de pinus por macaco-prego (*Cebus apella*). **Floresta**, Curitiba, v. 24, n. 1-2, p. 61-75, 1994.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

LANDSBERG, J.; SANDS, P. **Physiological ecology of forest production: principles, processes and models**. 4 v. London: Academic Press, 2011. 325 p.

LEE, Y. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 47, n. 1, p. 29-32, 1971.

LIEBSCH, D.; MIKICH, S. B.; OLIVEIRA, E. B. de; MOREIRA, J. M. M. Á. P. Descascamento de *Pinus taeda* por macacos-prego (*Sapajus nigritus*): tipos e intensidades de danos e seus impactos sobre o crescimento das árvores. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 43, n. 105, p. 37-49, 2015.

MACHADO, S. A. Estimativa de sobrevivência de *Pinus taeda* em plantios homogêneos. **Floresta**, Curitiba, v. 10, n. 1, p. 73-76, 1979.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MIKICH, S. B.; LIEBSCH, D. Damage to forest plantations by tufted capuchins (*Sapajus nigritus*): Too many monkeys or not enough fruits? **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 314, n. 15, p. 9-16, 2014.

MIKICH, S. B.; LIEBSCH, D. **O macaco-prego e os plantios de *Pinus* spp.** Colombo: Embrapa Florestas, 2009. 5 p. (Comunicado Técnico, n. 234)

MIRANDA, R. O. V. de. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 168 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

MONSERUD, R. A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 22, n. 4, p. 438-444, 1976.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, n. 2-3, p. 109-123, 1999.

MOUSTAKAS, A.; EVANS, M. R. Effects of growth rate, size, and light availability on tree survival across life stages: a demographic analysis accounting for missing values and small sample sizes. **BMC Ecology**, London, v. 15, p. 6(15), 2015.

PACALA, S. W.; CANHAM, C. D.; SAPONARA, J.; SILANDER Jr., J. A.; KOBE, R. K.; RIBBENS, E. Forest models defined by field measurements: estimation, error analysis and dynamics. **Ecological Monographs**, Washington, v. 66, n. 1, p. 1-43, 1996.

PEDERSEN, B. S. The role of stress in the mortality of midwestern oaks as indicated by growth prior to death. **Ecology**, Hoboken, v. 79, n. 1, p. 79-93, 1998.

PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death: most trees die young in the struggle for the forest's scarce resources. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.

QIU, S.; XU, M.; LI, R.; ZHENG, Y.; CLARK, D.; CUI, X.; LIU, L.; LAI, C.; ZHANG, W.; LIU, B. Climatic information improves statistical individual-tree mortality models for three key species of Sichuan province, China. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 72, n. 4, p. 443-455, 2015.

REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

ROCHA, V. J. Macaco-prego, como controlar esta nova praga florestal? **Floresta**, Curitiba, v. 30, n. 1-2, p. 95-99, 2000.

SCHNEIDER, P. R.; FORTES, F. O.; SOUZA, L. H. S.; LÚCIO, A. D.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. S. P. Análise da mortalidade de *Acacia mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 15, n. 2, p. 137-143, 2005.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal**: modelos de crescimento e produção florestal. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

SIMS, A.; KIVISTE, A.; HORDO, M.; LAARMANN, D.; VON GADOW, K. Estimating tree survival: a study based on the Estonian forest research plots network. **Annales Botanici Fennici**, Helsinki, v. 46, n. 4, p. 336-352, 2009.

SOARES, P. **Modelação do crescimento da árvore em eucaliptais em 1ª rotação localizados nas regiões Norte e Centro Litoral**. 369 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1999.

SOARES, P.; TOMÉ, M. GLOBTREE: an individual tree growth model for *Eucalyptus globulus* in Portugal. In: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. **Modelling Forest Systems**. Wallingford: CABI Publishing, 2003. p. 97-110.

THAPA, R.; BURKHART, H. E. Modeling stand-level mortality of loblolly pine (*Pinus taeda* L.) using stand, climate, and soil variables. **Forest Science**, Bethesda, v. 61, n. 5, p. 834-846, 2015.

TIMILSINA, N.; STAUDHAMMER, C. L. Individual tree mortality model for slash pine in Florida: a mixed modeling approach. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 211-219, 2012.

USÓ-DOMENECH, J. L.; VILLACAMPA-ESTEVE, Y.; STÜBING-MARTINEZ, G.; KARJALAINEN, T.; RAMO, M. P. MARIOLA: a model for calculating the response of Mediterranean bush ecosystem to climatic variations. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 80, n. 2-3, p. 113-129, 1995.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

WALD, A. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society**, Providence, v. 54, n. 3, p. 426-482, 1943.

WARING, R. H. Characteristics of trees predisposed to die: stress causes distinctive changes in photosynthate allocation. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 569-574, 1987.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

WILSON, F. G. Control of growing stock in even-aged stands of conifers. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 49, n. 10, p. 692-695, 1951.

WUNDER, J.; REINEKING, B.; MATTER, J. F.; BIGLER, C.; BUGMANN, H. Predicting tree death for *Fagus sylvatica* and *Abies alba* using permanent plot data. **Journal of Vegetation Science**, Uppsala, v. 18, n. 4, p. 525-534, 2007.

YANG, Y.; TITUS, S. J.; HUANG, S. Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 163, n. 3, p. 209-222, 2003.

YAO, X.; TITUS, S. J.; MACDONALD, S. E. A generalized logistic model of individual tree mortality of aspen, white spruce, and lodgepole pine in Alberta mixedwood forests. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 31, n. 2, p. 283-291, 2001.

YODA, K.; KIRA, T.; OGAWA, H.; HOZUMI, K. Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions. **Journal of Biology Osaka City University**, Osaka, v. 14, p. 107-129, 1963.

ZEIDE, B. How to measure stand density. **Trees**, Berlin, v. 19, n. 1, p. 1-14, 2005.

ZEIDE, B. Tolerance and self-tolerance of trees. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 13, n. 3-4, p. 149-166, 1985.

CAPÍTULO 3 – MODELO DE ÁRVORE INDIVIDUAL INDEPENDENTE DA DISTÂNCIA PARA CRESCIMENTO EM DIÂMETRO DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA

RESUMO

Neste capítulo, o objetivo foi a modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito de árvores individuais de *Pinus taeda* L., independente da distância, em povoamentos com e sem desbaste na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina. Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes, em que 590 constituíram o conjunto de dados de ajuste e 62 foram empregadas para validação. Foram testadas as equações diferenciais originadas das funções de Richards, Lundqvist-Korf e Hossfeld IV/McDill-Amateis, por meio da abordagem da diferença algébrica, para modelagem do diâmetro futuro (d_2) e as funções de crescimento diferenciais de Zeide para modelagem do incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d). Nessas duas abordagens da modelagem, os ajustes dos modelos foram efetuados com um de seus parâmetros como função linear de variáveis da qualidade do sítio florestal, índice de competição (BAL), do povoamento florestal (diâmetro dominante), da densidade e do desbaste, por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton. A avaliação das funções foi efetivada por meio da significância, consistência lógica e biológica das estimativas dos parâmetros, critérios estatísticos de ajuste e precisão, análise dos resíduos studentizados, validação e análise gráfica das curvas de crescimento em diâmetro sob diferentes condições de qualidade de sítio, índice de competição, densidade inicial, intensidade e número de desbastes. O modelo da abordagem da diferença algébrica de Lundqvist-Korf_A com seu parâmetro k função de variáveis do povoamento apresentou o melhor equilíbrio entre desempenho estatístico e realismo biológico, produzindo as curvas de incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d) e de crescimento em d mais adequadas para diferentes condições de competição unilateral e bilateral, de intensidade e número de desbastes.

Palavras-chave: Funções de crescimento. Diferença algébrica. Funções diferenciais de Zeide. Povoamentos desbastados.

CHAPTER 3 – DISTANCE-INDEPENDENT INDIVIDUAL TREE MODEL FOR DIAMETER GROWTH OF *Pinus taeda* L., IN THE MIDDLE WEST REGION, SANTA CATARINA STATE, BRAZIL

ABSTRACT

In this chapter, the objective was model the diameter at breast height growth of individual trees of *Pinus taeda* L., distance independent, in thinned and unthinned stands in the Middle West region, Santa Catarina state, Brasil. Data came from 652 permanent plots, from which 590 plots constituted the fitting sample and 62 plots the validation sample. The differential equations originated from the Richards, Lundqvist-Korf and Hossfeld IV/McDill-Amateis functions, using the algebraic difference approach were tested to model the future diameter (d_2), and Zeide's differential growth functions to model the current annual increment in diameter (CAI_d). In these two modeling approaches, equations fitting was done with one of its parameters as linear function of variables of the forest site quality, competition index (BAL), forest stand (stand dominant trees diameter), density and thinning, using the PROC NLIN procedure of the SAS® *University Edition* software, based on the Gauss-Newton algorithm. The resulting functions were evaluated through significance test, logic and biologic consistency of the estimates of parameters, statistic criteria of goodness of fit and precision, analysis of studentized residuals, validation and graphical analysis of the diameter growth curves under different conditions of site quality, competition index, inicial density, intensity and number of thinnings. The algebraic difference approach equation of Lundqvist-Korf_A with its k parameter as linear function of stand characteristics led to the best compromise between statistical performance and biological realism, producing the most appropriate current annual increment in diameter (CAI_d) and diameter growth curves for different conditions of one- and two-sided competition, of intensity and number of thinnings.

Key words: Growth functions. Algebraic difference. Zeide's difference functions. Thinned stands.

3.1 INTRODUÇÃO

Modelos de árvore individual consistem em um sistema de equações para simular a dinâmica do povoamento florestal por meio do aumento das dimensões de cada árvore durante um período de crescimento, em relação às suas condições de crescimento (BURKHART e TOMÉ, 2012). Para tanto, tipicamente, os modelos de árvore individual têm três componentes básicos: I) uma equação de crescimento em diâmetro; II) uma equação de crescimento em altura, ou relação hipsométrica; e III) uma função de mortalidade (BURKHART e TOMÉ, 2012).

A modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito é o componente mais importante de um modelo de árvore individual (TOMÉ, 1988). Dentre as variáveis mensuráveis em uma árvore e no povoamento florestal, o diâmetro é a mais importante e mais frequentemente avaliada (AVERY e BURKHART, 2002; MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). O diâmetro à altura do peito é de obtenção fácil e precisa, é medida básica necessária para o cálculo de diversas outras variáveis, é fortemente correlacionado com outras variáveis da árvore e sua medição é feita em todas as árvores de uma parcela permanente, diferentemente de outras variáveis como, por exemplo, a altura total (TOMÉ, 1988; MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). Apesar do crescimento ocorrer em toda a árvore, os engenheiros florestais preocupam-se principalmente com as mudanças no diâmetro à altura do peito (d) e altura total (h). Por sua vez, as mudanças no volume da árvore são frequentemente estimadas por meio do incremento em d e h (WEISKITTEL *et al.*, 2011).

Ainda que o objetivo seja a obtenção da informação do crescimento em diâmetro à altura do peito (d), nem sempre será esta a variável dependente na equação de crescimento. Dentre as variáveis utilizadas neste componente dos modelos de árvore individual estão: o diâmetro na idade futura (d_2) (TOMÉ, 1988; SOARES, 1999; CAO, 2000; CAO, 2006; CAO e STRUB, 2008; KIERNAN *et al.*, 2008; PAULO e TOMÉ, 2009; CHASSOT *et al.*, 2011; MARTINS, 2011; NUNES *et al.*, 2011; GOES, 2012; ALEGRIA e TOMÉ, 2013; SGHAIER *et al.*, 2013; MIRANDA 2016), o diâmetro sem casca na idade futura (d_{2sc}) (SÁNCHEZ-GONZÁLEZ *et al.*, 2006; TOMÉ *et al.*, 2006), o incremento em diâmetro ($d_2 - d_1$) (BELLA, 1971; TOMÉ, 1988; AMATEIS *et al.*, 1989; HYNYNEN, 1995; HUANG e TITUS, 1995; BURKHART *et al.*, 2001; MABVURIRA e MIINA, 2002; PALAHÍ *et al.*, 2003;

WEISKITTEL *et al.*, 2007; ADAME *et al.*, 2008; PALAHÍ *et al.*, 2008; CAO e STRUB, 2008; NUNES *et al.*, 2011; PUKKALA *et al.*, 2011; STEPKA *et al.*, 2012; ZIMMERMANN *et al.*, 2016), o incremento em diâmetro relativo $((d_2 - d_1)/d_1)$ (ALDER, 1979; FOX *et al.*, 2007a; FOX *et al.*, 2007b; ADAME *et al.*, 2008), o incremento em diâmetro quadrático $(d_2^2 - d_1^2)$ (WYKOFF, 1990; ZHAO *et al.*, 2004; ADAME *et al.*, 2008), o logaritmo natural do incremento em diâmetro (TRASOBARES e PUKKALA, 2004; TRASOBARES *et al.*, 2004; ADAME *et al.*, 2008; LHOTKA e LOEWENSTEIN, 2011; ZHAO *et al.*, 2013; ORELLANA, 2014), o incremento em raio à altura do peito (r) (NEWNHAM, 1964; LEE *et al.*, 2004; PEROT *et al.*, 2010), a área transversal (g) (COLBERT *et al.*, 2004), o incremento em área transversal $(g_2 - g_1)$ (HARRISON *et al.*, 1986; NYSTRÖM e KEXI, 1997; MURPHY e GRANAY, 1998; LYNCH *et al.*, 1999; HUEBSCHMANN *et al.*, 2000; ANDREASSEN e TOMTER, 2003; DELLA-FLORA *et al.*, 2004; SCHRÖDER *et al.*, 2007; YANG *et al.*, 2009; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010) e o logaritmo natural do incremento em área transversal (MONSERUD e STERBA, 1996; HASENAUER *et al.*, 1998; HÖKKÄ e GROOT, 1999; ZHANG *et al.*, 2004; CONDÉS e STERBA, 2008; LAUBHANN *et al.*, 2009).

De acordo com West (1980), o crescimento em diâmetro de árvores individuais pode ser expresso na forma de incremento em diâmetro, ou como incremento em área transversal correspondente. Duas árvores com o mesmo incremento em diâmetro terão incrementos em área transversal diferentes, se apresentarem diâmetros iniciais diferentes, o que permite concluir que as duas variáveis expressam o crescimento de maneira um pouco distinta (WEST, 1980). No entanto, depois de estudar o crescimento para diversas espécies de folhosas e eucaliptos, nos Estados Unidos da América e na Tasmânia, West (1980) concluiu que a precisão de estimativas de diâmetro em idades futuras (d_2), efetuadas por meio do incremento em diâmetro e área transversal não diferem significativamente.

Modelos de árvore individual podem ser divididos em dois grupos, baseando-se na necessidade, ou não, de informação da localização das árvores, utilizadas para o cálculo do índice de competição. Os modelos de árvore individual independentes da distância também são chamados de independentes da posição, independentes da localização, ou não espaciais, pois não requerem a localização das árvores; o oposto ocorre para os modelos de árvore individual dependentes da distância, que utilizam informações espaciais para quantificar a competição por luz,

água, nutrientes e espaço físico entre as árvores (BETTINGER *et al.*, 2009; WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012).

A classificação dos índices de competição em independentes e dependentes da distância é comum e frequentemente utilizada (PRETZSCH, 2010; WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012). A classificação dos modelos de árvore individual quanto ao índice de competição utilizado faz sentido, uma vez que, conforme Daniels (1976), tanto o incremento em diâmetro, como em altura, é fortemente correlacionado com o estado competitivo da árvore.

Quando a disponibilidade de recursos de um povoamento florestal é menor do que a quantidade requerida para o crescimento ótimo das árvores, se estabelece competição direta entre elas (PRETZSCH, 2010). Os índices de competição fazem uso do diâmetro, altura, dimensões da copa e distância para as árvores vizinhas do povoamento para quantificar a situação competitiva das árvores e o impacto no seu crescimento (PRETZSCH, 2010).

Como medidas da competição bilateral independentes da distância tem-se: I) o número de árvores por hectare; II) área basal por hectare, na forma absoluta ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$) ou relativa (%), comparada com a área basal de um povoamento florestal de mesma espécie, sítio e idade, com densidade normal (ZEIDE, 2005); III) índice de densidade do povoamento, particularmente o índice de Reineke (1933); IV) o fator de competição de copas (KRAJICEK *et al.*, 1961), que relaciona a área disponível para as árvores no povoamento florestal e a área máxima que as árvores poderiam ocupar, caso estivessem se desenvolvendo isoladamente; e V) o Fator de Wilson (1951), que expressa a competição com o número de árvores e altura dominante.

As medidas de competição unilaterais devem descrever a classificação sociológica de cada árvore do povoamento florestal e quantificar a competição do ambiente em torno dela (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Para Weiskittel *et al.* (2011), os índices de competição unilaterais independentes da distância mais utilizados em modelos de crescimento e produção são: I) as dimensões relativas, como, por exemplo, a razão entre o diâmetro à altura do peito da árvore objeto e o diâmetro médio do povoamento (GLOVER e HOOL, 1979), ou então, relativo ao diâmetro máximo, ou ao diâmetro médio das árvores dominantes do povoamento (ALDER, 1979); II) Medições baseadas nas árvores maiores do que a árvore objeto, como a soma das áreas transversais das árvores maiores do que a árvore objeto, em valores absolutos ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$), relativos à área basal do povoamento (%), ou

modificações dessa soma. Tomé e Burkhart (1989) introduziram a área da árvore objeto proporcional à sua área transversal relativa. Weiskittel *et al.* (2011) e Burkhart e Tomé (2012) apresentaram outros índices de competição unilaterais independentes da distância, baseados em medições da altura e de dimensões das copas das árvores, de aplicação mais limitada, pois exigem a tomada dessas medidas com precisão, para todas as árvores amostradas.

O incremento em diâmetro é influenciado pelas dimensões e vigor da árvore, pela competição, idade e qualidade de sítio (WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012). Devido à complexidade das interações entre esses fatores, uma maneira de estudar o crescimento é avaliá-lo sem a competição e então, examinar o comportamento do crescimento em decorrência de mudanças das dimensões da árvore e da competição (WEISKITTEL *et al.*, 2011).

As funções de crescimento em diâmetro dos modelos de crescimento de árvore individual apresentam duas abordagens mais comumente utilizadas. Na primeira, o crescimento é estimado diretamente por uma única função, que relaciona o crescimento em diâmetro a variáveis da árvore, do povoamento e da produtividade do sítio, por meio de análise de regressão. A segunda abordagem envolve o estabelecimento de uma função de crescimento potencial máximo, que é multiplicada por uma função modificadora ou redutora, baseada no estado competitivo da árvore (WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012). Ao testar essas duas abordagens para crescimento diamétrico de *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco, Wykoff e Monserud (1988) concluíram que, apesar das diferentes origens e pequenas diferenças nas curvas de incremento, as abordagens exibem comportamento notavelmente semelhante, consistentes quanto à teoria do crescimento.

Desde o modelo de árvore individual pioneiro de Newnham (1964), surgiu uma grande variedade de funções para modelar o crescimento em diâmetro. O crescimento acumulado de muitas variáveis da árvore e do povoamento florestal exibe forma sigmoideal quando considerado sobre a idade. Dessa forma, o incremento pode ser determinado pela derivada da equação de produção com relação à idade (WEISKITTEL *et al.*, 2011). Dentre os estudos que utilizaram funções de base biológica para modelar o crescimento em diâmetro de árvores individuais, pode-se citar Tomé (1988), Soares (1999), Sánchez-González *et al.*

(2006), Tomé *et al.* (2006), Paulo e Tomé (2009), Martins (2011), Nunes *et al.* (2011), Goes (2012), Alegria e Tomé (2013) e Sghaier *et al.* (2013).

Tomé (1988) e Martins (2011) utilizaram a abordagem da diferença algébrica (ADA), a qual, por meio do desenvolvimento de uma equação diferencial a partir de uma função de crescimento acumulado, expressaram o diâmetro (d_2) na idade futura (t_2) em função do diâmetro (d_1) na idade inicial (t_1) e das idades de medição (t_1) e (t_2). Em ambas as pesquisas, as autoras selecionaram uma equação diferencial baseada na função de crescimento biológica de Lundqvist-Korf, com um de seus parâmetros função linear do índice de sítio, para estimar o crescimento em diâmetro de árvores individuais de eucalipto. Nunes *et al.* (2011) utilizaram a equação diferencial Lundqvist-Korf_ k , com o parâmetro m função linear de variáveis do sítio, de competição unilateral e bilateral e do desbaste, para modelar o crescimento em diâmetro. No entanto, além da abordagem da diferença algébrica (ADA), Nunes *et al.* (2011) também utilizaram as duas equações diferenciais básicas, propostas por Zeide (1993), que expressam o crescimento como resultado da interação entre as taxas de anabolismo e catabolismo. Ao final do estudo, Nunes *et al.* (2011) preferiram uma das equações de Zeide (1993) à abordagem da diferença algébrica (ADA), com um dos parâmetros função linear de variáveis do sítio, de competição unilateral e bilateral e do desbaste, para modelar o crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Pinus pinaster* Ait., em Portugal.

No Brasil, não há trabalhos que explorem de maneira detalhada a abordagem da diferença algébrica (ADA) e as funções diferenciais de Zeide (1993) para modelagem do crescimento do diâmetro à altura do peito de árvores individuais, tampouco a influência de variáveis do sítio, de competição e do desbaste sobre os parâmetros dessas funções. A maioria dos estudos sobre modelagem do crescimento em diâmetro de árvores individuais, no Brasil, recorreram a modelos empíricos de regressão linear múltipla e a técnica de seleção de variáveis independentes por regressão passo a passo (*stepwise*) (DELLA-FLORA *et al.*, 2004; CHASSOT *et al.*, 2011; ORELLANA, 2014; MIRANDA, 2016; ZIMMERMANN, 2016). Apenas Castro (2011) e Martins (2011) utilizaram a abordagem da diferença algébrica (ADA) para modelar o crescimento diamétrico de árvores individuais em plantios clonais híbridos, não desbastados, de *Eucalyptus grandis* x *Eucalyptus urophylla*, em Monte Dourado, estado do Pará.

Sendo assim, o objetivo deste capítulo foi a modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito de árvores individuais de *Pinus taeda* L., independente da distância, em povoamentos com e sem desbaste na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina, utilizando-se para tanto, a abordagem da diferença algébrica (ADA) e as funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993).

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em povoamentos de *Pinus taeda* pertencentes à empresa Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., sediada em Caçador, Santa Catarina. Os povoamentos florestais da área de estudo estão localizados nos municípios de Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande, todos no estado de Santa Catarina.

Segundo a classificação de Köppen, na região de estudo ocorre o clima tipo Cfb, isto é, temperado úmido com geadas severas, temperatura média do mês mais quente inferior a 22°C e nos meses de inverno entre 6 e 8°C (CALDATO *et al.*, 1999). Conforme informações meteorológicas da Estação Experimental de Caçador, a temperatura média anual é de 16,5°C, precipitação média anual de 1.608 mm, umidade relativa do ar média anual de 77% e ocorrência de 26 geadas por ano, em média (KURASZ, 2005). A vegetação original da região de estudo é a Floresta Ombrófila Mista, principalmente em sua formação Floresta Ombrófila Mista Montana. Na região deste estudo, *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. está associada à imbuia (*Ocotea porosa* [Ness e Mart.] Barroso), formando agrupamentos bem característicos (IBGE, 2012). Os principais solos da área de estudo são Cambissolos háplicos, com grande variação de profundidade e drenagem variando de acentuada à imperfeita e Nitossolos brunos de textura argilosa ou muito argilosa, moderadamente ácidos (IBGE, 2007).

Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes de área fixa, de 428 a 740 m² de área plana, de inventário florestal em múltiplas ocasiões com repetição total, distribuídas aleatoriamente por meio de processo de amostragem estratificada, em que os estratos foram constituídos pelas divisões administrativas da empresa. Todos os indivíduos de *Pinus taeda* pertencentes às unidades amostrais tiveram sua circunferência à altura do peito medida com fita métrica. Utilizando-se o hipsômetro Vertex III, foram medidas as alturas totais de cerca de

20% das árvores, além das árvores dominantes de cada parcela, definidas proporcionalmente como as 100 árvores de maior circunferência à altura do peito por hectare, sem troncos múltiplos ou defeitos na copa.

As 652 unidades amostrais foram divididas, de maneira que 590 constituíram o conjunto de dados de ajuste e 62 foram empregadas na validação (Tabela 3.1). As 62 unidades amostrais destinadas à validação foram selecionadas de maneira aleatória, dentro de cada unidade administrativa da empresa e classe de sítio, conforme as curvas de índice de sítio anamórficas desenvolvidas por Téo *et al.* (2011) para *Pinus taeda*, na mesma região desta pesquisa.

TABELA 3.1 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE CRESCIMENTO EM DIÂMETRO DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

	Variável	Ajuste	Validação
Parcela	Idade média (ano)	12,34	12,75
	Idade mínima (ano)	4,60	4,60
	Idade máxima (ano)	35,20	35,10
	Número de remediações mínimo	2	2
	Número de remediações máximo	12	12
	Altura dominante média (m)	18,30	18,49
	Altura dominante mínima (m)	6,47	7,13
	Altura dominante máxima (m)	42,68	41,42
	Área basal média (m ² .ha ⁻¹)	46,38	45,20
	Área basal mínima (m ² .ha ⁻¹)	13,86	8,99
	Área basal máxima (m ² .ha ⁻¹)	77,57	70,89
	Número de árvores médio (árv.ha ⁻¹)	1305	1338
	Número de árvores mínimo (árv.ha ⁻¹)	271	320
	Número de árvores máximo (árv.ha ⁻¹)	2220	2158
Árvore	Diâmetro à altura do peito médio (cm)	19,95	19,92
	Diâmetro à altura do peito mínimo (cm)	3,50	3,18
	Diâmetro à altura do peito máximo (cm)	68,12	64,62
	Altura total média (m)	14,44	14,58
	Altura total mínima (m)	2,70	3,20
	Altura total máxima (m)	44,90	42,60

FONTE: O autor (2017).

Foram selecionadas as funções de Richards, Lundqvist-Korf e Hossfeld IV/McDill-Amateis (Quadro 3.1) como candidatas para modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito. Tais funções apresentam atributos desejáveis para representar o crescimento, como ponto de inflexão, assíntota e comportamento lógico (AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BURKHART e TOMÉ, 2012). No Quadro 3.1, vê-se a forma integral e diferencial das funções de crescimento biológico. Enquanto os modelos integrais apresentam o valor da variável de produção (Y) para a correspondente idade t (em ano), os modelos diferenciais

expressam a variável de produção futura (Y_2) em função da idade futura (t_2), produção inicial (Y_1) e idade inicial (t_1).

QUADRO 3.1 – FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES INDIVIDUAIS DE *Pinus taeda* L., DA ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA.

Denominação	Modelo	Parâmetro livre	Equação Diferencial
Lundqvist-Korf	$Y = Ae^{(-k \frac{1}{t^m})}$	A	$Y_2 = Y_1 e^{k \left[\left(\frac{1}{t_1^m} \right) - \left(\frac{1}{t_2^m} \right) \right]}$
		k	$Y_2 = A \left(\frac{Y_1}{A} \right)^{\left(\frac{t_1}{t_2} \right)^m}$
		m	$Y_2 = \frac{A}{\sqrt{\ln t_1 \left[\left(\frac{1}{k} \right)^{\ln \left(\frac{t_2}{t_1} \right)} * \ln \left(\frac{A}{Y_1} \right)^{\ln(t_2)} \right]}}$
Richards	$Y = A [1 - e^{(-k*t)}]^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}$	A	$Y_2 = Y_1 \left[\frac{1 - e^{(-k*t_2)}}{1 - e^{(-k*t_1)}} \right]^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}$
		k	$Y_2 = A \left\{ 1 - \left[1 - \left(\frac{Y_1}{A} \right)^{(1-m)} \right]^{\left(\frac{t_2}{t_1} \right)^{\left(\frac{1}{1-m} \right)}} \right\}$
		m	$Y_2 = A \left\{ 1 - \frac{\ln(1 - e^{(-k*t_2)})}{\ln(1 - e^{(-k*t_1)})} \right\} * Y_1^{\left[\frac{\ln(1 - e^{(-k*t_2)})}{\ln(1 - e^{(-k*t_1)})} \right]}$
Hossfeld IV/McDill-Amateis	$Y = A * \frac{t^k}{A * c + t^k}$	c	$Y_2 = \frac{A}{1 - \left[1 - \left(\frac{A}{Y_1} \right) \right] * \left(\frac{t_1}{t_2} \right)^k}$

FONTE: Adaptado de AMARO *et al.* (1998); BURKHART e TOMÉ (2012).

NOTA: Y = variável que indica produção, neste caso diâmetro à altura do peito (cm); t = idade (ano); Y_2 = variável que indica produção (diâmetro à altura do peito, em cm) na idade t_2 ; Y_1 = variável que indica produção (diâmetro à altura do peito, em cm) na idade t_1 ; t_2 = idade futura (ano); t_1 = idade inicial (ano); A, k, m, c = parâmetros das funções de crescimento; e = constante de Euler (2,718281829...); \ln = logaritmo natural.

As funções de Lundqvist-Korf e Richards são melhor conhecidas por estas respectivas denominações e testadas tanto na forma integral como diferencial (AMARO *et al.*, 1998; FONTES *et al.*, 2003; BRAVO-OVIEDO *et al.*, 2004; PALAHÍ *et al.*, 2004; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005). Já, a função aqui denominada Hossfeld IV/McDill-Amateis, por vezes foi tratada independentemente pela denominação Hossfeld IV, na forma integral e McDill-Amateis, na forma diferencial (PALAHÍ *et al.*, 2004; DIÉGUEZ-ARANDA *et al.*, 2005). McDill e Amateis (1992) desenvolveram uma função de crescimento, na forma diferencial, a fim de garantir propriedades biológicas e compatibilidade de dimensões. McDill e Amateis (1992) propuseram sua função de maneira independente da função de Hossfeld IV, classificada por Zeide (1993) como a função de crescimento mais antiga, sugerida originalmente para descrever o crescimento de árvores em 1822. Contudo, apesar de ser antiga,

apresenta desempenho extraordinariamente bom (ZEIDE, 1993). No entanto, de acordo com Burkhart e Tomé (2012), substituindo-se o parâmetro “ c ” em termos de condições iniciais (Y_1 e t_1), a forma integral da função de McDill e Amateis (1992) coincide com a função Hossfeld IV.

Neste capítulo, a primeira abordagem da modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito utilizou os modelos diferenciais das funções de crescimento biológico (Quadro 3.1), ajustando-as com um de seus parâmetros como função linear de uma série de diferentes categorias de variáveis, por meio do ajuste de equações simultâneas, como mostrado na expressão 3.1, para o modelo Lundqvist-Korf_A. Quando o modelo de Lundqvist-Korf_A foi ajustado com o seu parâmetro k função linear de diferentes variáveis, recebeu a denominação Lundqvist-Korf_A_var_ k ; quando o ajuste foi feito com o parâmetro m como combinação linear da série de variáveis, a denominação foi Lundqvist-Korf_A_var_ m . Procedeu-se dessa maneira com todas as funções de crescimento diferenciais testadas nesta pesquisa.

$$Y_2 = Y_1 e^{k \left[\left(\frac{1}{t_1^m} \right) - \left(\frac{1}{t_2^m} \right) \right]} \quad (\text{Expressão 3.1})$$

em que:

$k = k_0 + k_1 S + k_2 IC_9 + k_3 d_{dom} + k_4 G + k_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}$, ou

$m = m_0 + m_1 S + m_2 IC_9 + m_3 d_{dom} + m_4 G + m_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}$

Y_2 = variável que indica produção (diâmetro à altura do peito, em cm) na idade t_2 ;

Y_1 = variável que indica produção (diâmetro à altura do peito, em cm) na idade t_1 ;

t_2 = idade futura (ano);

t_1 = idade inicial (ano);

k, m = parâmetros das funções de crescimento;

$k_0, k_1, k_2, k_3, k_4, k_5, m_0, m_1, m_2, m_3, m_4, m_5$ = coeficientes a serem estimados;

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

IC_9 = índice de competição. Soma das áreas transversais das árvores “ k ” maiores do que a árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

d_{dom} = diâmetro dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (cm);

G = área basal da parcela da árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

G_{desb} = área basal das árvores removidas pelo desbaste ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

t_{desb} = tempo desde a ocorrência do desbaste (anos);

$t_{desb < 2}$ = variável *dummy*, a qual assume valor 1 se $0 < t_{desb} < 2$, senão assume valor zero.

Os modelos diferenciais foram ajustados para 256.620 valores de diâmetro à altura do peito futuro (Y_2) e correspondentes idade futura (t_2), diâmetro à altura do peito inicial (Y_1) e idade inicial (t_1), utilizando intervalos não sobrepostos de comprimento igual a $1 \pm 0,2$ ano. Os ajustes dos modelos foram feitos por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton (Apêndice 4). Os valores iniciais do parâmetro A das funções de crescimento foi arbitrado em 140, após consultar o diâmetro de indivíduos de *Pinus taeda* monumentais dos Estados Unidos da América (BURNS e HONKALA, 1990), enquanto que os demais parâmetros tiveram seus valores iniciais definidos conforme Burkhart e Tomé (2012).

A segunda abordagem da modelagem do crescimento em diâmetro à altura do peito consistiu em estimar o incremento corrente anual (ICA_Y), sobre um período de $1 \pm 0,2$ ano, com as funções de crescimento diferenciais propostas por Zeide (1993) (Expressões 3.2 e 3.3), com seus parâmetros como combinação linear de uma série de diferentes categorias de variáveis. Zeide (1993) considerou que as funções de crescimento, geralmente utilizadas na forma integral para descrever a produção de um organismo, permitem melhor entendimento do processo de crescimento quando consideradas na forma diferencial, com o incremento corrente (ICA_Y) como variável dependente e a idade (t) como variável independente. Na forma diferencial, as funções de crescimento podem ser decompostas em dois componentes, os quais representam a expansão e declínio do crescimento (ZEIDE, 1993). O componente de expansão representa a tendência exponencial inata de aumento do incremento, associado à atividade fotossintética, absorção de nutrientes e metabolismo construtivo; por outro lado, o componente de declínio causa a

diminuição do crescimento e representa restrições externas e internas, como a competição, recursos limitados, mecanismos de autorregulação, metabolismo destrutivo e outros (ZEIDE, 1993; BURKHART e TOMÉ, 2012). O componente de declínio do incremento não deve ser interpretado como um modificador opcional, como em alguns casos é sugerido (WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012), mas sim, como parte insubstituível do modelo de crescimento, que pode ser combinada com o componente de expansão por meio de divisão, dando origem ao modelo denominado Zeide1 (Expressão 3.2) ou subtração, modelo Zeide2 (Expressão 3.3) (ZEIDE, 1993; BURKHART e TOMÉ, 2012).

$$ICA_Y = e^{[k+p \ln(Y)+q \ln(t)]} \quad (\text{Expressão 3.2})$$

em que:

$$\begin{aligned} k &= k_0 + k_1 S + k_2 IC_9 + k_3 d_{dom} + k_4 G + k_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}, \text{ ou} \\ p &= p_0 + p_1 S + p_2 IC_9 + p_3 d_{dom} + p_4 G + p_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}, \text{ ou} \\ q &= q_0 + q_1 S + q_2 IC_9 + q_3 d_{dom} + q_4 G + q_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2} \end{aligned}$$

$$ICA_Y = e^{[k+p \ln(Y)+qt]} \quad (\text{Expressão 3.3})$$

em que:

$$\begin{aligned} k &= k_0 + k_1 S + k_2 IC_9 + k_3 d_{dom} + k_4 G + k_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}, \text{ ou} \\ p &= p_0 + p_1 S + p_2 IC_9 + p_3 d_{dom} + p_4 G + p_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2}, \text{ ou} \\ q &= q_0 + q_1 S + q_2 IC_9 + q_3 d_{dom} + q_4 G + q_5 G_{desb} (1 - 0,5 t_{desb}) t_{desb < 2} \end{aligned}$$

ICA_Y = incremento corrente anual, neste caso em diâmetro à altura do peito (cm);

Y = variável de produção, neste caso o diâmetro à altura do peito (cm);

t = idade (ano);

k, p, q = parâmetros das funções de crescimento;

$k_0, k_1, k_2, k_3, k_4, k_5, p_0, p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, q_0, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$ = coeficientes a serem estimados;

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

IC_9 = índice de competição. Soma das áreas transversais das árvores “ k ” maiores do que a árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

d_{dom} = diâmetro dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (cm);

G = área basal da parcela da árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

G_{desb} = área basal das árvores removidas pelo desbaste ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

t_{desb} = tempo desde a ocorrência do desbaste (anos);

$t_{desb < 2}$ = variável *dummy*, a qual assume valor 1 se $0 < t_{desb} < 2$, senão assume valor zero;

e = constante de Euler (2,718281829...);

\ln = logaritmo natural.

O ajuste das funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) (Expressões 3.2 e 3.3) foi realizado para 256.620 valores de incremento corrente anual em diâmetro à altura do peito (ICA_Y), diâmetro à altura do peito (Y) e idade (t), por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton (Apêndice 5). Os valores iniciais dos parâmetros das funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) foram baseados no estudo de Nunes *et al.* (2011) e Burkhart e Tomé (2012).

As variáveis independentes, cujos parâmetros das funções de crescimento são funções lineares (Expressões 3.1, 3.2, e 3.3), foram primeiramente organizadas em diferentes categorias: I) sítio; II) índices de competição; III) parcela; IV) densidade; V) desbaste.

Como o incremento em diâmetro é influenciado pela qualidade de sítio (WEISKITTEL *et al.*, 2011; BURKHART e TOMÉ, 2012), neste estudo o efeito da produtividade do sítio foi dado pelo índice de sítio, expresso pela altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12).

Os índices de competição (Quadro 3.2) representaram o processo de competição unilateral, os quais devem quantificar o estresse competitivo, ou a habilidade competitiva, experimentada por cada árvore. Na maioria dos casos, considera-se que o índice de competição representa o efeito da competição por recursos escassos, como luz, água, nutrientes e espaço físico (DANIELS e BURKHART, 1975).

QUADRO 3.2 – ÍNDICES DE COMPETIÇÃO TESTADOS PARA QUANTIFICAR O ESTRESSE COMPETITIVO DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L.

Índices de Competição							
$IC_1 = \frac{d_i}{\bar{d}}$	$IC_2 = \frac{d_i^2}{\bar{d}^2}$	$IC_3 = \frac{d_i}{d_g}$	$IC_4 = \frac{d_i^2}{d_g^2}$	$IC_5 = \frac{d_i}{d_{m\acute{a}x}}$	$IC_6 = \frac{d_i^2}{d_{m\acute{a}x}^2}$	$IC_7 = \frac{d_i}{d_{dom}}$	$IC_8 = \frac{d_i^2}{d_{dom}^2}$
$IC_9 = \sum_{k=1}^m g_k$	$IC_{10} = \sum_{j=1}^n \frac{d_j}{d_i}$	$IC_{11} = \left[\left(\frac{10000}{N} \right) * \left(\frac{g_i}{\bar{g}} \right) \right]$		$IC_{12} = \frac{\sum_{k=1}^m g_k}{G}$	$IC_{13} = \frac{\sum_{k=1}^m g_k}{G * \left[\frac{100}{\sqrt{N * h_{dom}}} \right]}$		

FONTE: O autor (2017).

NOTA: IC_i = índice de competição i ; d_i = diâmetro à altura do peito da árvore objeto “ i ” (cm); \bar{d} = diâmetro à altura do peito médio da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); d_g = diâmetro médio quadrático da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); $d_{m\acute{a}x}$ = diâmetro máximo da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); d_{dom} = diâmetro dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (cm); g_k = área transversal da árvore “ k ” maior do que a árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$); m = número de árvores com diâmetro maior do que a árvore objeto “ i ”; d_j = diâmetro à altura do peito da árvore competidora “ j ” (cm); n = número de árvores competidoras, da parcela da árvore objeto “ i ”; g_i = área transversal da árvore objeto “ i ” (m^2); \bar{g} = área transversal média da parcela da árvore objeto “ i ” (m^2); N = número de árvores por hectare da parcela da árvore objeto “ i ”; G = área basal da parcela da árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$); h_{dom} = altura dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (m).

As variáveis da categoria densidade que descreveram a competição bilateral, são a área basal por hectare (G), número de árvores por hectare (N), as transformações do número de árvores por hectare N^{-1} e $100 * N^{-1}$, além do Fator de Wilson (1951) (F_W) (Expressão 3.4).

$$F_W = \frac{100}{\sqrt{N * h_{dom}}} \quad (\text{Expressão 3.4})$$

em que:

N = número de árvores por hectare;

h_{dom} = altura dominante.

As variáveis da parcela foram a média aritmética dos diâmetros à altura do peito (\bar{d}), em cm; o coeficiente de variação dos diâmetros à altura do peito (CV_d), em %; diâmetro médio quadrático (d_g), em cm, calculado conforme Machado e Figueiredo Filho (2009); diâmetro máximo da parcela ($d_{m\acute{a}x}$), em cm; diâmetro das árvores dominantes da parcela (d_{dom}), em cm; e altura das árvores dominantes da parcela (h_{dom}), em m.

Para expressar o efeito dos desbastes sobre o crescimento das árvores de *Pinus taeda*, foi incluída uma variável para expressar a ocorrência do desbaste ($t_{desb < 2}$), assumindo valor 1 se a parcela sofreu desbaste nos últimos dois anos e 0 se não sofreu desbaste nos últimos dois anos, considerando a hipótese de que os

desbastes afetam o crescimento em diâmetro das árvores por um período de tempo de dois anos, a partir de sua ocorrência; a diminuição gradativa do efeito do desbaste sobre o crescimento em diâmetro das árvores de *Pinus taeda* foi representada por $(1 - 0,5t_{desb})$. Para caracterizar a intensidade dos desbastes, o qual foi sistemático seletivo, executado em torno de 11 e 12 anos de idade, foi utilizada a área basal das árvores removidas no desbaste (G_{desb}), em $m^2.ha^{-1}$, a área basal das árvores remanescentes ao desbaste (G_{rem}), em $m^2.ha^{-1}$, o número de árvores por hectare removidas no desbaste (N_{desb}) e o número de árvores por hectare remanescentes ao desbaste (N_{rem}), além das variáveis relativas dadas pelas expressões 3.5 a 3.8:

$$G_{desb1} = \frac{G_{desb}}{G_{rem}} \quad (\text{Expressão 3.5})$$

$$G_{desb2} = \frac{G_{desb}}{(G_{desb} + G_{rem})} \quad (\text{Expressão 3.6})$$

$$N_{desb1} = \frac{N_{desb}}{N_{rem}} \quad (\text{Expressão 3.7})$$

$$N_{desb2} = \frac{N_{desb}}{(N_{desb} + N_{rem})} \quad (\text{Expressão 3.8})$$

em que:

G_{desb} = área basal das árvores removidas pelo desbaste ($m^2.ha^{-1}$);

G_{rem} = área basal das árvores remanescentes ao desbaste ($m^2.ha^{-1}$);

N_{desb} = número de árvores removidas pelo desbaste ($árv.ha^{-1}$);

N_{rem} = número de árvores remanescentes ao desbaste ($árv.ha^{-1}$).

Para cada categoria de variáveis independentes, foi efetuada regressão linear múltipla, cuja variável dependente foi o incremento corrente anual em diâmetro à altura do peito (ICA_Y) das árvores de *Pinus taeda*, por meio do procedimento PROC REG, do aplicativo computacional SAS® *University Edition*; a seleção do melhor conjunto de variáveis independentes, dentro de cada categoria, foi realizada por meio de seleção *rsquare*. Por fim, foi efetivada regressão linear múltipla com as melhores variáveis independentes de cada categoria, cuja variável dependente foi o ICA_Y . A seleção do melhor conjunto de variáveis independentes, com pelo menos uma variável de cada categoria (Expressões 3.1, 3.2 e 3.3), foi determinada por meio da significância do coeficiente correspondente a cada variável (t de Student) e

fator de inflação da variância (*FIV*), para evitar multicolinearidade, conforme Myers (1986).

A análise da significância dos parâmetros das funções de crescimento foi realizada de maneira que, na estimativa final, os limites do intervalo de confiança com 95% de probabilidade devem excluir o valor zero. Foi realizada análise da consistência lógica e biológica das estimativas dos parâmetros das funções de crescimento, por meio dos sinais e valores dos parâmetros. Observou-se, especialmente as assíntotas dos modelos diferenciais das funções de crescimento (Quadro 3.1) e os valores dos parâmetros p e q das funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993), os quais devem obedecer às condições $p > 0$ e $q < 0$ (BURKHART e TOMÉ, 2012).

Em uma fase inicial, os modelos tiveram seus desempenhos comparados por meio dos critérios: coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) (Expressão 3.9), erro padrão relativo ($syx\%$) (Expressão 3.10), média das diferenças (MD) (Expressão 3.11), média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 3.12) e análise dos resíduos studentizados (Expressão 3.13).

$$R^2_{aj.} = 1 - \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right) * \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \right] \quad (\text{Expressão 3.9})$$

$$syx\% = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}}}{\bar{Y}} * 100 \quad (\text{Expressão 3.10})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 3.11})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 3.12})$$

$$r_i = \frac{e_i}{s\sqrt{(1-h_{ii})}} \quad (\text{Expressão 3.13})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (diâmetro à altura do peito, cm);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (diâmetro à altura do peito, cm);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações;

p = número de coeficientes do modelo;

e_i = erro ou resíduo ($Y_i - \hat{Y}_i$);

$$s = \text{m\u00e9dia quadr\u00e1tica dos res\u00edduos} \left(\sqrt{\sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - p)} \right);$$

$$h_{ii} = i\text{-\u00e9simo elemento da matriz } HAT.$$

Foi realizada an\u00e1lise gr\u00e1fica dos res\u00edduos studentizados sobre a vari\u00e1vel dependente estimada (\hat{Y}_i), almejando-se distribui\u00e7\u00e3o uniforme de res\u00edduos, com aus\u00eancia de padr\u00f5es. A verifica\u00e7\u00e3o da heterocedasticidade foi realizada por meio da an\u00e1lise visual dos gr\u00e1ficos de res\u00edduos, buscando identificar o padr\u00e3o de “cone”, com a nuvem de res\u00edduos alargando-se para a direita, que indica que a vari\u00e2ncia dos res\u00edduos \u00e9 fun\u00e7\u00e3o crescente de \hat{Y}_i (MYERS, 1986; DRAPER e SMITH, 1998; MONTGOMERY *et al.*, 2006). Uma vez detectada heterocedasticidade da distribui\u00e7\u00e3o de res\u00edduos studentizados, do modelo resultante do ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ordin\u00e1rios, procedeu-se o ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ponderados. As pondera\u00e7\u00f5es testadas inclu\u00edram diversas transforma\u00e7\u00f5es e combina\u00e7\u00f5es de vari\u00e1veis de densidade do povoamento (\u00e1rea basal, em $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$; n\u00famero de \u00e1rvores, em \u00e1rv. ha^{-1}) e da parcela (di\u00e2metro m\u00e9dio, di\u00e2metro m\u00e9dio quadr\u00e1tico, di\u00e2metro m\u00e1ximo e di\u00e2metro dominante, em cm; e coeficiente de varia\u00e7\u00e3o dos di\u00e2metros, em %), conforme Parresol (1993), o qual assume que a vari\u00e2ncia dos res\u00edduos \u00e9 fun\u00e7\u00e3o exponencial de m\u00faltiplas vari\u00e1veis explicativas do modelo, bem como suas transforma\u00e7\u00f5es e combina\u00e7\u00f5es. Para verificar se os res\u00edduos studentizados apresentavam distribui\u00e7\u00e3o normal, foi feita a representa\u00e7\u00e3o gr\u00e1fica desses valores ordenados crescentemente, sobre os quantis te\u00f3ricos da distribui\u00e7\u00e3o normal. Uma vez constatada a distribui\u00e7\u00e3o n\u00e3o normal dos res\u00edduos studentizados, fez-se o ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ponderados, com pondera\u00e7\u00f5es atribu\u00eddas aos res\u00edduos studentizados excedentes ao intervalo ± 2 , conforme m\u00e9todo de Huber (1964), recomendado por Myers (1986).

Al\u00e9m das estat\u00edsticas calculadas por meio dos res\u00edduos (R_{aj}^2 , $syx\%$, MD e MAD), recorreu-se aos res\u00edduos PRESS ($e_{i,-i}$) (Express\u00e3o 3.14) para calcular a m\u00e9dia das diferen\u00e7as PRESS (MD_{PRESS}) (Express\u00e3o 3.15) e m\u00e9dia das diferen\u00e7as absolutas PRESS (MAD_{PRESS}) (Express\u00e3o 3.16). O res\u00edduo PRESS \u00e9 calculado subtraindo-se da vari\u00e1vel dependente observada (Y_i) o valor da vari\u00e1vel dependente estimada pelo modelo ajustado sem a observa\u00e7\u00e3o i ($\hat{Y}_{i,-i}$). Para um conjunto de dados qualquer, a primeira observa\u00e7\u00e3o “ i ” \u00e9 retirada da amostra, restando “ $n - 1$ ”

observações, as quais são utilizadas para ajustar os coeficientes do modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a primeira observação. A primeira observação é, então, recolocada no conjunto de dados e a segunda observação é retida para ajustar o modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a segunda observação. Este procedimento continua até que todas as observações sejam removidas, uma a uma e, assim, o modelo é ajustado “ n ” vezes (MYERS, 1986).

$$e_{i,-i} = Y_i - \hat{Y}_{i,-i} \quad (\text{Expressão 3.14})$$

$$MD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i,-i})}{n} \quad (\text{Expressão 3.15})$$

$$MAD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_{i,-i}|}{n} \quad (\text{Expressão 3.16})$$

em que:

$e_{i,-i}$ = resíduo PRESS para a observação i ;

Y_i = valor da variável dependente para a observação i ;

$\hat{Y}_{i,-i}$ = variável dependente estimada pelo modelo quando ajustado sem a observação i .

O conjunto de dados de validação contou com 27.074 valores de diâmetro à altura do peito futuro (Y_2) e correspondentes idade futura (t_2), diâmetro à altura do peito inicial (Y_1) e idade inicial (t_1), para as funções diferenciais Richards, Lundqvist-Korf e Hossfeld IV/McDill-Amateis (Quadro 3.1). O mesmo número de valores de incremento corrente anual em diâmetro à altura do peito (ICA_Y), diâmetro à altura do peito (Y) e idade (t) foi utilizado para a validação das funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993). Para analisar o desempenho, viés e precisão dos modelos quanto ao conjunto de dados de validação, foram calculadas a eficiência da modelagem (EM) (Expressão 3.17), média das diferenças (MD) (Expressão 3.18) e média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 3.19).

$$EM = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right] \quad (\text{Expressão 3.17})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 3.18})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 3.19})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (diâmetro à altura do peito, cm);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (diâmetro à altura do peito, cm);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações.

Foi utilizado o procedimento de validação cruzada, em que, primeiramente, os dados de ajuste foram utilizados para estimar os coeficientes, enquanto os dados de validação foram utilizados para calcular EM , MD e MAD . Depois, os dados de validação foram utilizados para o ajuste, enquanto os dados de ajuste foram utilizados para calcular os critérios estatísticos. Na fase de validação, os modelos de crescimento em diâmetro à altura do peito de árvore individual de *Pinus taeda* de melhor desempenho, para cada abordagem da modelagem, foram confrontados utilizando-se as estatísticas de validação calculadas para a variável diâmetro à altura do peito futuro (Y_2). Além dos critérios estatísticos, foi realizada uma análise visual das curvas de incremento corrente anual (ICA_d) e de produção em diâmetro à altura do peito (d), procedentes dos modelos de melhor desempenho, para diferentes classes de sítio (S), de índice de competição (IC_9), densidade inicial de plantio (N), intensidade e número de desbastes.

Após a seleção do modelo mais adequado para crescimento em diâmetro à altura do peito de árvore individual de *Pinus taeda*, todo o conjunto dados, incluindo os dados de ajuste e validação, foi utilizado para estimar os coeficientes definitivos do modelo.

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Segundo os critérios de seleção das equações de crescimento em diâmetro à altura do peito, oriundas da abordagem da diferença algébrica (ADA) (Tabela 3.2), de maneira geral, as funções Lundqvist-Korf_A e Lundqvist-Korf_k apresentaram melhor ajuste e precisão, com maiores valores de R_{aj}^2 , menores valores de $syx\%$ e valores de MD , MAD , MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} mais próximos de zero. Ocorreram exceções para a função Lundqvist-Korf_k_var_A, que apresentou pior desempenho do que a função de Richards_A, para quase todos os critérios de seleção e a função

de Richards_A_var_k, a qual resultou em valores de MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} mais próximos de zero (Tabela 3.2).

TABELA 3.2 – ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DA ABORDAGEM DA DIFERENÇA ALGÉBRICA (ADA) PARA ESTIMAR O CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES *Pinus taeda* L.

Denominação	$R_{aj.}^2$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Lundqvist-Korf_A_var_k	0,9932	2,50	0,00750	0,4073	0,00055	0,3870
Lundqvist-Korf_A_var_m	0,9930	2,52	0,01411	0,4091	0,00013	0,3908
Lundqvist-Korf_k_var_A	0,9924	2,63	-0,00392	0,4326	0,00079	0,4039
Lundqvist-Korf_k_var_m	0,9931	2,50	0,00613	0,4087	0,00025	0,3917
Lundqvist-Korf_m_var_A			Não convergiu			
Lundqvist-Korf_m_var_m			Não convergiu			
Richards_A_var_k	0,9929	2,54	0,01778	0,4150	-0,00001	0,3900
Richards_A_var_m	0,9928	2,55	-0,01381	0,4210	-0,00218	0,3933
Richards_k_var_A			Não convergiu			
Richards_k_var_m			Não convergiu			
Richards_m_var_A			Não convergiu			
Richards_m_var_k			Não convergiu			
Hossfeld IV/McDill-Amateis_c_var_A	0,9920	2,69	-0,00650	0,4454	0,00091	0,3968
Hossfeld IV/McDill-Amateis_c_var_k			Não convergiu			

FONTE: O autor (2017).

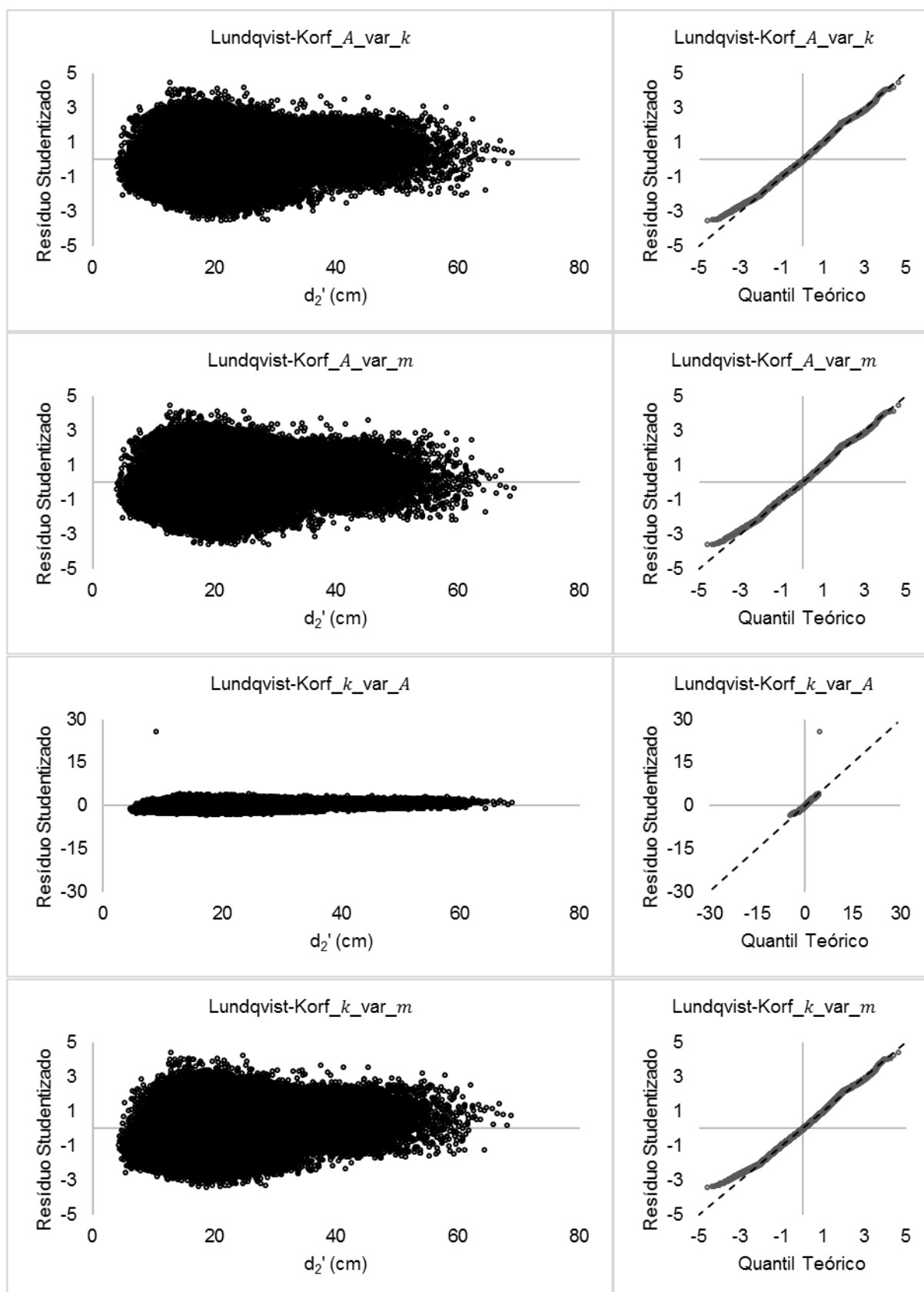
NOTA: $R_{aj.}^2$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (cm); MAD = média das diferenças absolutas (cm); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (cm); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (cm).

Muitos dos modelos da abordagem da diferença algébrica (ADA) não apresentaram ajuste, por meio da metodologia utilizada, não sendo possível encontrar as estimativas de seus parâmetros, tampouco calcular seus critérios de seleção (Tabela 3.2). Entretanto, dos modelos ajustados, somente um dos coeficientes de Hossfeld IV/McDill-Amateis_c_var_A foi não significativo ($\alpha = 0,05$).

Os modelos da abordagem da diferença algébrica (ADA), presentes neste estudo, tiveram ajuste e precisão ligeiramente superiores à função de Lundqvist-Korf_k_var_m, ajustada por Nunes *et al.* (2011) para estimar o crescimento em diâmetro à altura do peito de *Pinus pinaster*, em Portugal. Os valores de $R_{aj.}^2$ e $syx\%$ dos modelos ajustados neste estudo, indicaram melhor ajuste e precisão do que o modelo empírico, selecionado por Miranda (2016), para estimar o crescimento em diâmetro à altura do peito de *Pinus taeda*, em Telêmaco Borba, estado do Paraná.

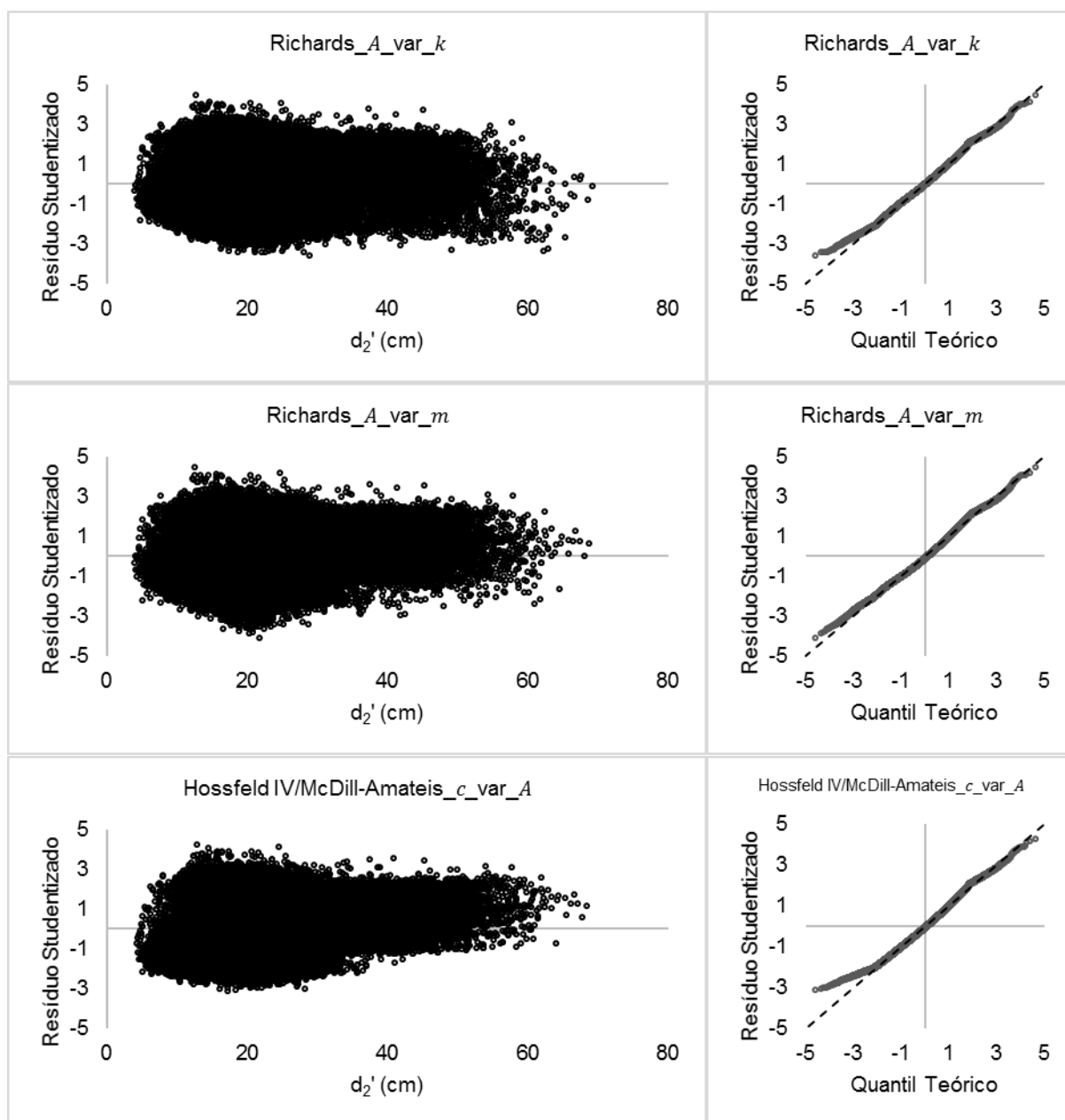
As funções de crescimento da abordagem da diferença algébrica (ADA) não apresentaram heterocedasticidade, apenas desvios quanto à distribuição normal dos resíduos studentizados, os quais foram corrigidos com o ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados, conforme Huber (1964) (Figuras 3.1 e 3.2).

FIGURA 3.1 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE LUNDQVIST-KORF_A, LUNDQVIST-KORF_k, PARA ESTIMATIVA DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 3.2 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE RICHARDS_A, HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS _c, PARA ESTIMATIVA DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

Não há evidências de tendenciosidades para a distribuição de resíduos studentizados dos modelos de Lundqvist-Korf_A_var_k, Lundqvist-Korf_A_var_m, Richards_A_var_k e Richards_A_var_m (Figuras 3.1 e 3.2). Por outro lado, a função de Lundqvist-Korf_k_var_A apresentou um valor de resíduo studentizado muito acentuado, o que não ocorreu para nenhuma outra função de crescimento testada (Figura 3.1). Já as funções de Lundqvist-Korf_k_var_m e Hossfeld IV/McDill-

Amateis_c_var_A têm tendência de superestimativa para os menores valores de diâmetro à altura do peito e subestimativa para os maiores valores (Figura 3.2).

Todas as funções de crescimento da abordagem da diferença algébrica (ADA) apresentaram estimativas dos parâmetros com boa consistência biológica. No entanto, a função Lundqvist-Korf_k_var_m inicialmente resultou em um valor assintótico de 842. Todavia, de acordo com Burns e Honkala (1990), a maior árvore de *Pinus taeda* dos Estados Unidos da América, localizada próximo de Urania, no estado da Luisiana, mede 143 cm de diâmetro à altura do peito. Sendo assim, o ajuste dessa função foi realizado com o valor da assíntota (parâmetro A) fixado em 140, cujos resultados foram apresentados na Tabela 3.2 e Figura 3.1.

Dessa forma, apenas as funções de crescimento da abordagem da diferença algébrica (ADA) Lundqvist-Korf_A_var_k, Lundqvist-Korf_A_var_m, Richards_A_var_k e Richards_A_var_m foram selecionadas para a fase de validação.

De maneira geral, a função de crescimento diferencial Zeide1 apresentou pequena superioridade para as estatísticas R_{aj}^2 , $syx\%$, MD , MAD ; o oposto pode ser observado para as estatísticas MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} , em que a função Zeide2 teve melhor desempenho, exceto para Zeide2_var_q (Tabela 3.3). A função Zeide1 apresentou viés negativo, enquanto Zeide2 viés positivo (MD) (Tabela 3.3). Os ajustes das funções diferenciais de Zeide (1993) resultaram em valores baixos de R_{aj}^2 e mais altos de $syx\%$, quando comparados às funções de crescimento da abordagem da diferença algébrica (ADA) (Tabelas 3.2 e 3.3). No entanto, não é possível inferir sobre o ajuste e precisão das duas abordagens da modelagem do crescimento em diâmetro pela análise dessas estatísticas, uma vez que foram calculadas para variáveis diferentes.

Os valores de R_{aj}^2 encontrados neste estudo para as funções diferenciais de Zeide (1993) foram semelhantes aos valores dos modelos de incremento diamétrico ajustados por Amateis *et al.* (1989) e Burkhart *et al.* (2001), que utilizaram função de crescimento potencial máximo multiplicada por função modificadora para *Pinus taeda*. Também foram semelhantes aos valores de coeficientes de determinação dos modelos de incremento diamétrico reportados por Bella (1971) e Huang e Titus (1995), para diversas espécies florestais e diferentes técnicas de modelagem. Embora possam ser interpretados como elevados, os valores de $syx\%$ encontrados

neste estudo para as funções diferenciais de Zeide (1993) foram menores do que os valores dos modelos lineares mistos ajustados por Mabvurira e Miina (2002) e Palahí *et al.* (2003), para estimar o incremento diamétrico de *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden e *Pinus sylvestris* L., respectivamente.

TABELA 3.3 – ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DIFERENCIAIS DE ZEIDE (1993) PARA ESTIMAR O INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE ÁRVORES *Pinus taeda* L.

Denominação	$R_{aj.}^2$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Zeide1_var_k	0,6046	47,66	-0,00205	0,4066	0,00341	0,3905
Zeide1_var_p	0,6004	47,91	-0,00065	0,4096	0,00356	0,3907
Zeide1_var_q			Não convergiu			
Zeide2_var_k	0,5987	48,02	0,00067	0,4099	0,00308	0,3891
Zeide2_var_p	0,5919	48,42	0,00383	0,4147	0,00332	0,3899
Zeide2_var_q	0,5849	48,83	0,02195	0,4172	0,00573	0,3925

FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R_{aj.}^2$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (cm); MAD = média das diferenças absolutas (cm); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (cm); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (cm).

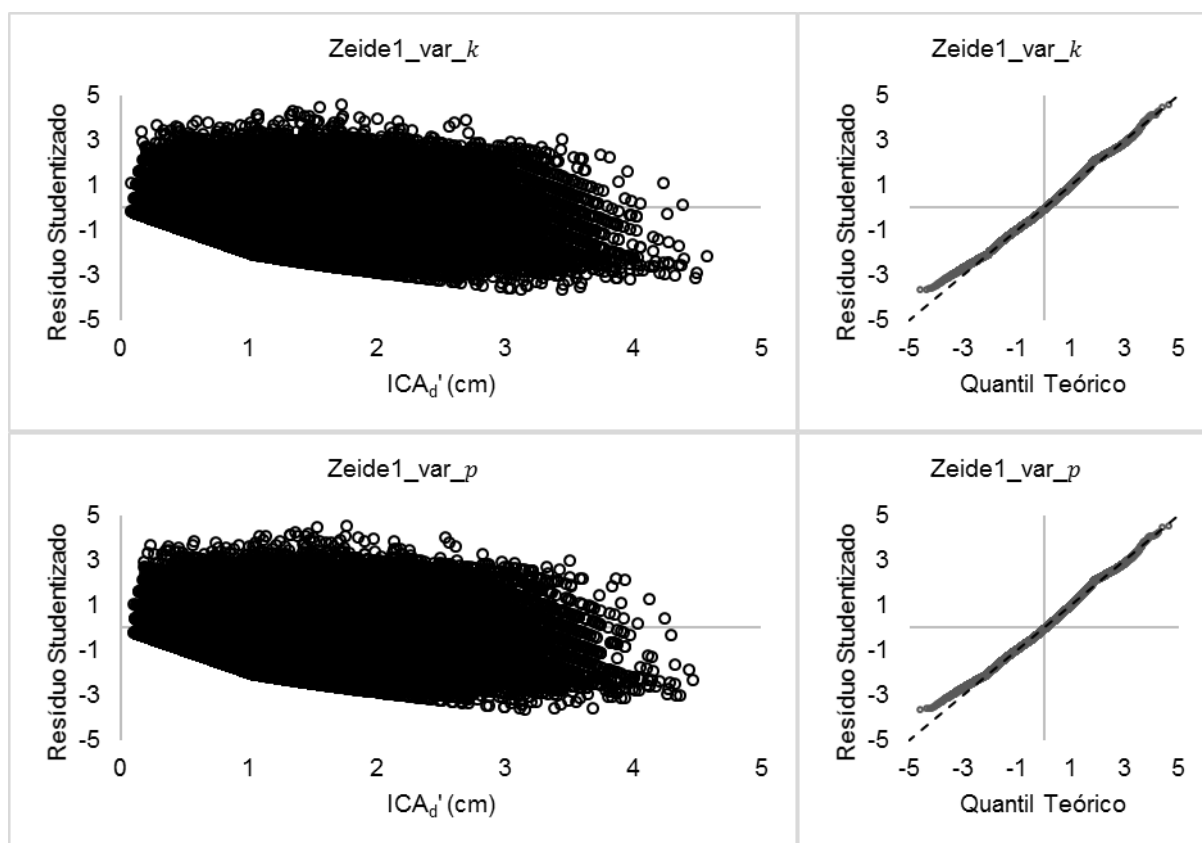
As estimativas dos parâmetros das funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) apresentaram boa consistência biológica. No entanto, quanto à significância dos parâmetros das funções, a equação Zeide1_var_p apresentou parâmetro k não significativo, bem como os coeficientes k_1 e p_3 das equações Zeide2_var_k e Zeide2_var_p, respectivamente.

As funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) não apresentaram heterocedasticidade, apenas desvios quanto à distribuição normal dos resíduos studentizados. Dessa forma, apenas foi empregado ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados, conforme Huber (1964), garantindo a normalidade dos resíduos (Figuras 3.3 e 3.4).

A distribuição de resíduos studentizados, tanto para a equação Zeide1 como Zeide2, foi muito semelhante, apresentando valores de resíduos positivos mais acentuados para os menores valores de incremento corrente anual em diâmetro estimado (ICA_d') e valores de resíduos negativos mais acentuados para os maiores valores de ICA_d' (Figuras 3.3 e 3.4). Tais distribuições evidenciam características dos dados utilizados neste estudo. Não há valores negativos de incremento corrente anual em diâmetro observados (ICA_d) nos dados desta pesquisa, de forma que os valores mínimos de resíduo studentizado aumentam gradativamente conforme aumentam os valores de ICA_d' (Figuras 3.3 e 3.4); isto se deve a estimativas

crecentes de incremento em diâmetro para valores de ICA_d observados iguais a zero. A grande maioria dos valores de ICA_d deste estudo aumenta em intervalos de π^{-1} cm (0,31831... cm), pois os diâmetros das árvores são derivados de medições de circunferência à altura do peito (c), tomada com fita métrica, que devem ser divididas por π (3,14159...) para se obter o diâmetro. O padrão de diminuição gradual de alguns valores de resíduos studentizados é resultado de estimativas crescentes de incremento diamétrico, para um mesmo valor observado. Essas tendências ocorreram para todas as funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) testadas nesta pesquisa (Figuras 3.3 e 3.4).

FIGURA 3.3 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE ZEIDE1, PARA ESTIMATIVA DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L.

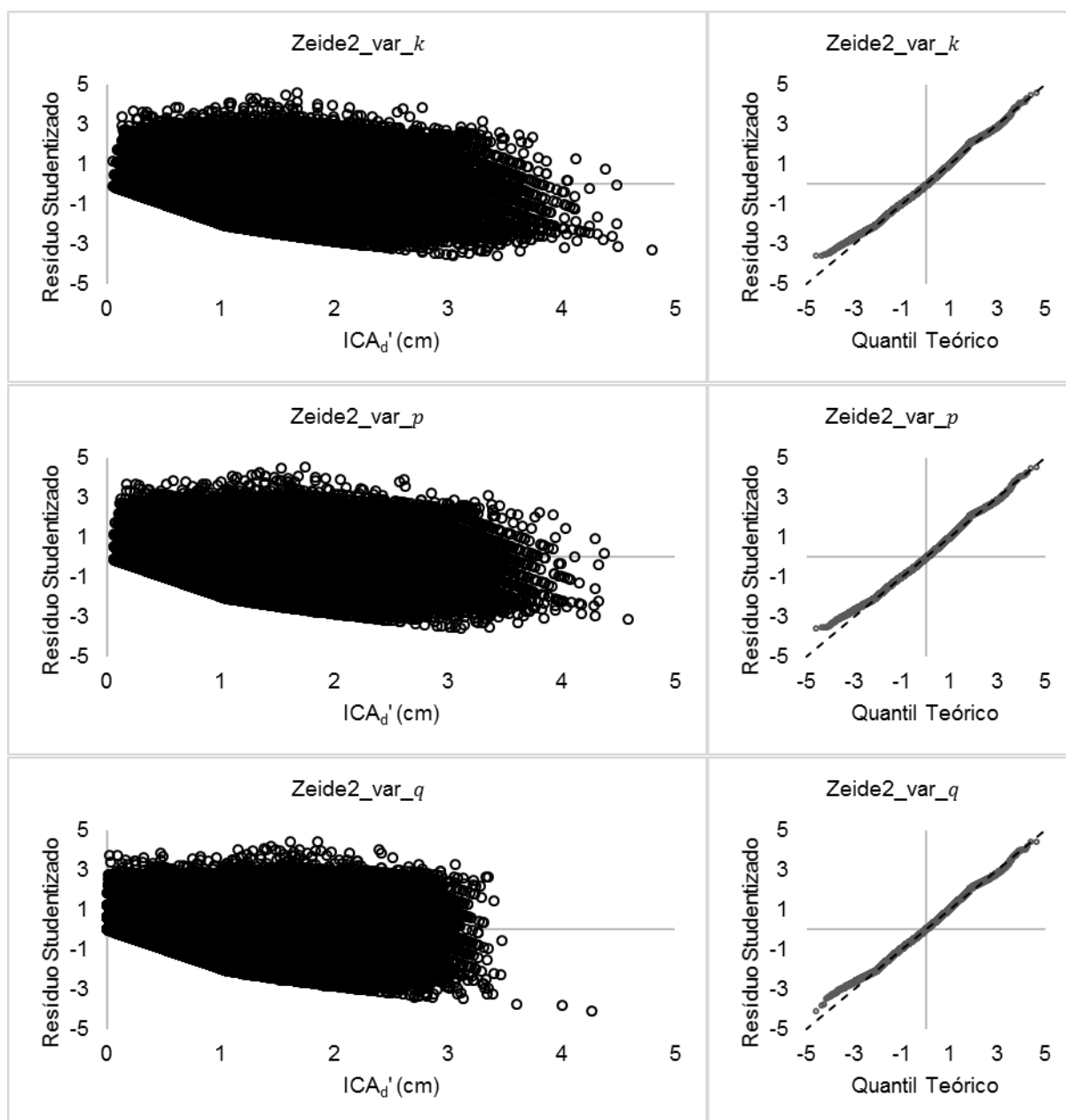


FONTE: O autor (2017).

Embora apresente as mesmas tendências na distribuição de resíduos studentizados descritas anteriormente, a equação Zeide2_var_q apresenta, de maneira geral, menor amplitude de valores de incremento corrente anual em diâmetro estimado (ICA_d'), com apenas três valores acima de 3,5 cm ($ICA_d' > 3,5$ cm), para os quais se observa resíduos studentizados negativos (Figura 3.4). A

equação Zeide2_var_q mostrou tendência de superestimativa para os maiores valores de ICA_d' menos acentuada, quando comparada com as demais funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993) ajustadas neste estudo (Figura 3.4).

FIGURA 3.4 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE ZEIDE2, PARA ESTIMATIVA DO INCREMENTO CORRENTE ANUAL EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L.



FONTE: O autor (2017).

De acordo com os resultados deste trabalho, principalmente com base na significância das estimativas dos parâmetros das funções, apenas Zeide1_var_k e

Zeide2_var_q foram selecionadas para a fase de validação, dentre as funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993).

As estatísticas de validação das equações de crescimento em diâmetro à altura do peito (Tabela 3.4) foram estimadas para a variável diâmetro à altura do peito futuro (d_2), sendo possível a comparação entre as diferentes abordagens da modelagem. As estatísticas de validação *EM* e *MAD* foram muito semelhantes para a maioria das equações de crescimento em diâmetro, independentemente da abordagem da modelagem (Tabela 3.4). A estatística *MD*, quando calculada com os dados de validação para estimativa dos parâmetros e dados de ajuste para cálculo do critério estatístico, indicou viés negativo para todas as equações de crescimento (Tabela 3.4). Considerando de maneira conjunta todas as estatísticas de validação, o melhor desempenho foi da equação Lundqvist-Korf_A_var_k, seguida de Zeide1_var_k, semelhante ao que ocorreu na fase anterior, de avaliação do ajuste e precisão das equações. Por outro lado, o pior desempenho foi constatado para Richards_A_var_m e Zeide2_var_q.

TABELA 3.4 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO PARA *Pinus taeda* L.

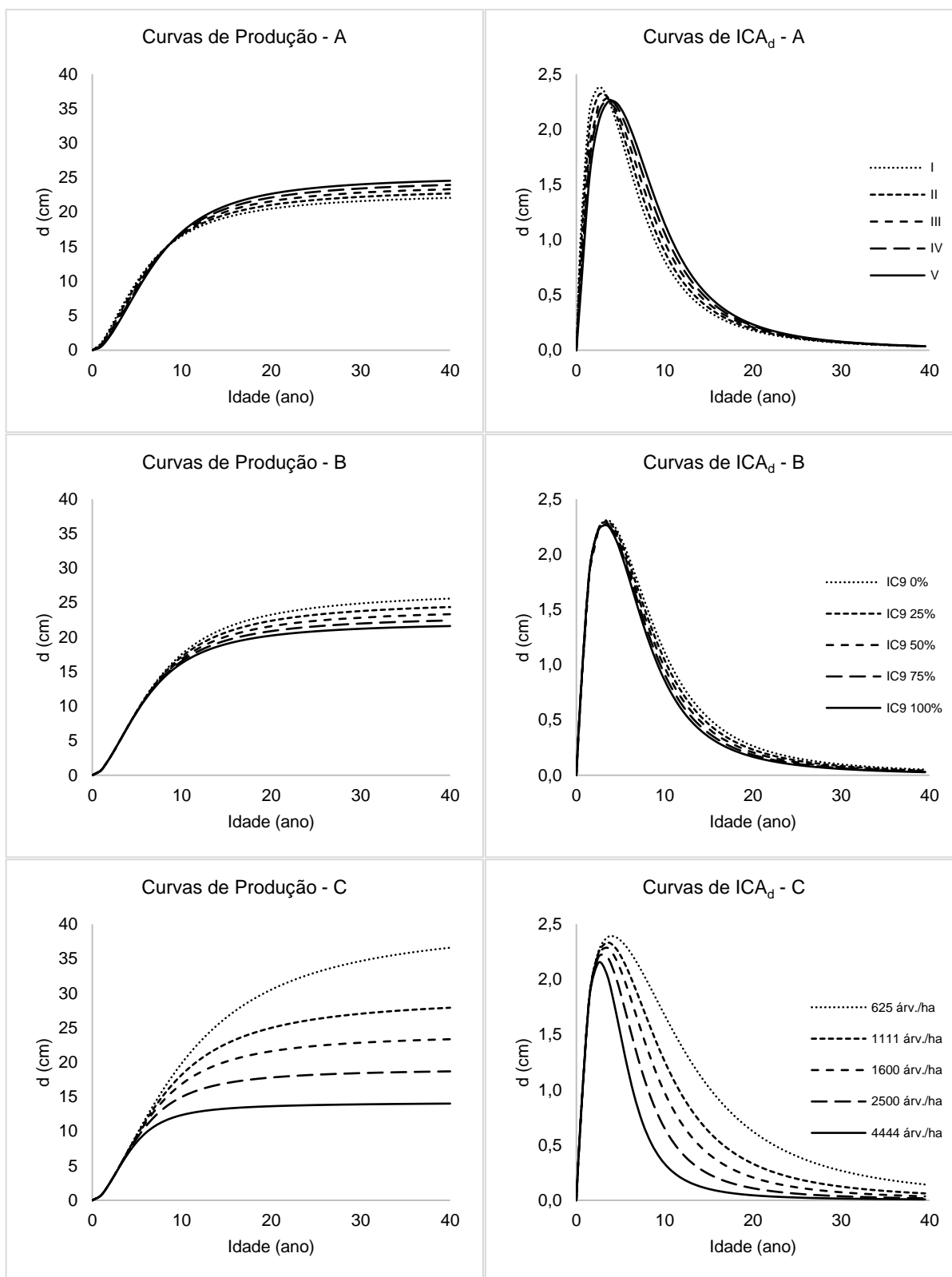
Denominação	EM_{1-2}	MD_{1-2}	MAD_{1-2}	EM_{2-1}	MD_{2-1}	MAD_{2-1}
Lundqvist-Korf_A_var_k	0,9934	0,0351	0,4100	0,9931	-0,0248	0,4098
Lundqvist-Korf_A_var_m	0,9933	0,0437	0,4109	0,9930	-0,0185	0,4110
Richards_A_var_k	0,9932	-0,0053	0,4158	0,9929	-0,0141	0,4172
Richards_A_var_m	0,9925	-0,0082	0,4312	0,9926	-0,0258	0,4283
Zeide1_var_k	0,9933	0,0163	0,4120	0,9932	-0,0283	0,4107
Zeide2_var_q	0,9932	0,0475	0,4172	0,9928	-0,0124	0,4203

FONTE: O autor (2017).

NOTA: *EM* = eficiência da modelagem; *MD* = média das diferenças (cm); *MAD* = média das diferenças absolutas (cm); 1 – 2 = indica o uso dos dados de ajuste para estimativa dos parâmetros e dos dados de validação para cálculo do critério estatístico; 2 – 1 = indica o uso dos dados de validação para estimativa dos parâmetros e dos dados de ajuste para cálculo do critério estatístico.

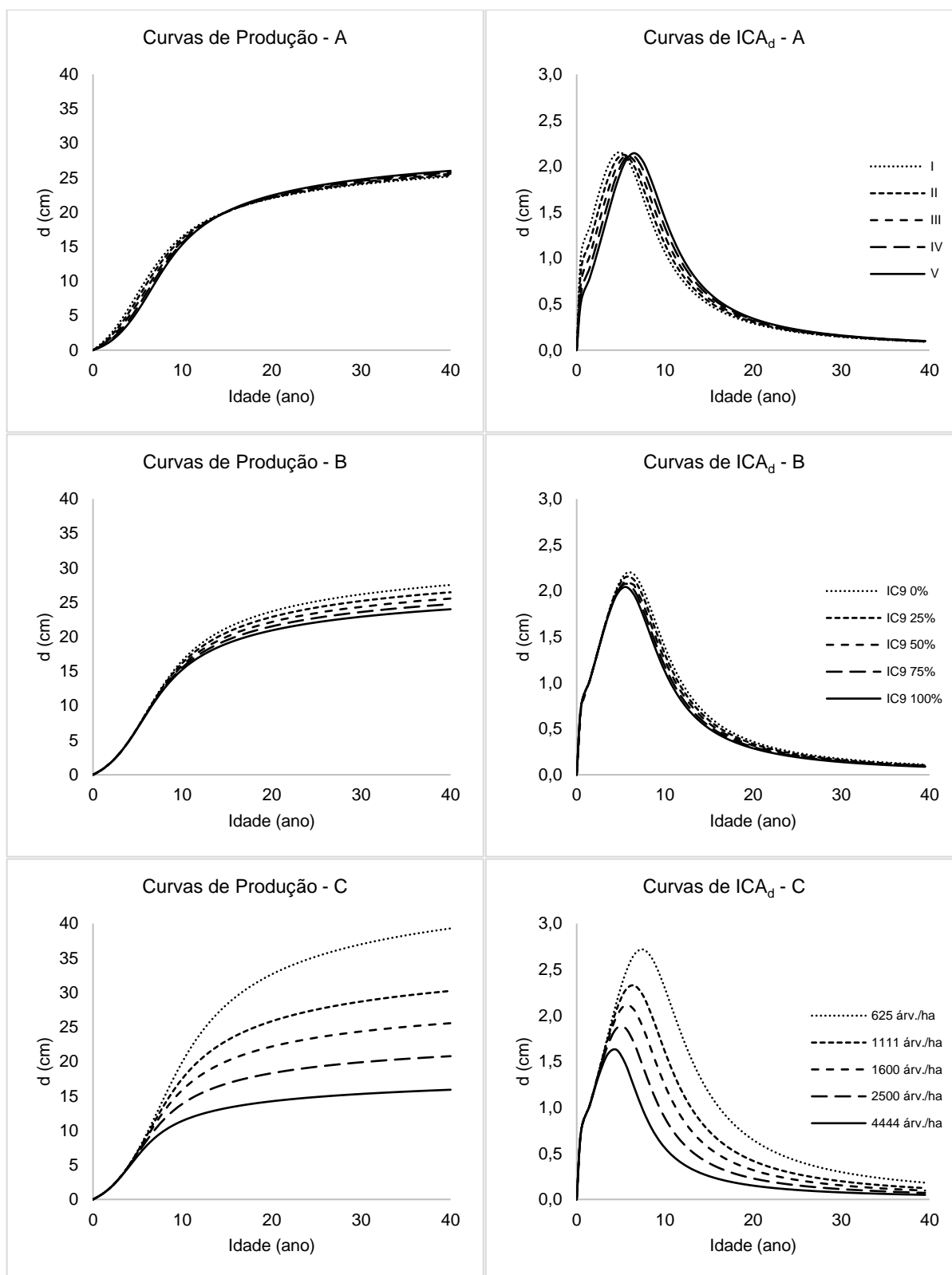
Levando em consideração os critérios de seleção (Tabelas 3.2 e 3.3), análise de resíduos (Figuras 3.1, 3.2, 3.3 e 3.4) e os critérios de validação (Tabela 3.4), decidiu-se por apresentar as curvas de crescimento em diâmetro à altura do peito das funções Lundqvist-Korf_A_var_k (Figuras 3.5 e 3.7) e Zeide1_var_k (Figuras 3.6 e 3.8).

FIGURA 3.5 – SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L., POR MEIO DO MODELO DE LUNDQVIST-KORF_A_VAR_k, PARA DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO FLORESTAL (A), VALORES DE ÍNDICE DE COMPETIÇÃO (B) E DENSIDADE INICIAL (C).



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 3.6 – SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L., POR MEIO DO MODELO DE ZEIDE1_VAR_k, PARA DIFERENTES CLASSES DE SÍTIO FLORESTAL (A), VALORES DE ÍNDICE DE COMPETIÇÃO (B) E DENSIDADE INICIAL (C).



FONTE: O autor (2017).

Conforme o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k, quanto melhor a qualidade do sítio florestal, mais alto é o pico da curva de incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d), ou seja, maior é o valor de máximo ICA_d e ocorre um pouco mais cedo (Figura 3.5 A). No modelo Zeide1_var_k, entretanto, os valores de máximo ICA_d são muito semelhantes para todos os sítios, apenas ocorrendo em idades mais jovens quanto melhor a qualidade de sítio florestal (Figura 3.6 A). De acordo com Weiskittel *et al.* (2007) e Weiskittel *et al.* (2011), a influência da qualidade de sítio deve ser a mudança da altura do pico da curva de ICA_d e não a sua posição, de forma mais semelhante ao que ocorreu para o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k. Fixando os demais parâmetros da função de crescimento de Lundqvist-Korf, o parâmetro k tem relação inversa com a taxa de crescimento, enquanto a posição do pico da curva de ICA_d , que coincide com o ponto de inflexão da curva de crescimento, depende da combinação entre os valores de k e m (BURKHART e TOMÉ, 2012).

Para projeção do crescimento em diâmetro à altura do peito (d), partindo-se da mesma densidade inicial (1600 árv.ha^{-1}), os valores finais (40 anos de idade) foram inversamente proporcionais à qualidade de sítio, para as curvas de crescimento geradas tanto por Lundqvist-Korf_A_var_k, como Zeide1_var_k (Figuras 3.5 A e 3.6 A). O oposto ao observado neste trabalho é encontrado para a relação entre o diâmetro médio do povoamento e a qualidade de sítio, em projeções feitas a partir do Sistema de Produção de *Pinus taeda* (SisPinus) desenvolvido pela Embrapa Florestas, para a região sul do Brasil, originado do trabalho de Oliveira (1995) e pelo modelo de árvore individual desenvolvido por Palahí *et al.* (2008), para *Pinus brutia* Ten., no noroeste da Grécia. As simulações de crescimento em d das Figuras 3.5 A e 3.6 A geraram menores valores finais de área basal ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$) para os sítios florestais de melhor qualidade, resultado oposto ao reportado por Burkhart *et al.* (2001) para o simulador de crescimento de árvore individual de *Pinus taeda* PTAEDA2. Entretanto, as simulações apresentadas nas Figuras 3.5 A e 3.6 A não abordam a influência da qualidade do sítio sobre a variabilidade dos diâmetros, sobre o diâmetro inicial para realizar a projeção do crescimento e as interações entre a qualidade de sítio e a competição, os quais são fatores que podem influenciar expressivamente o crescimento em d .

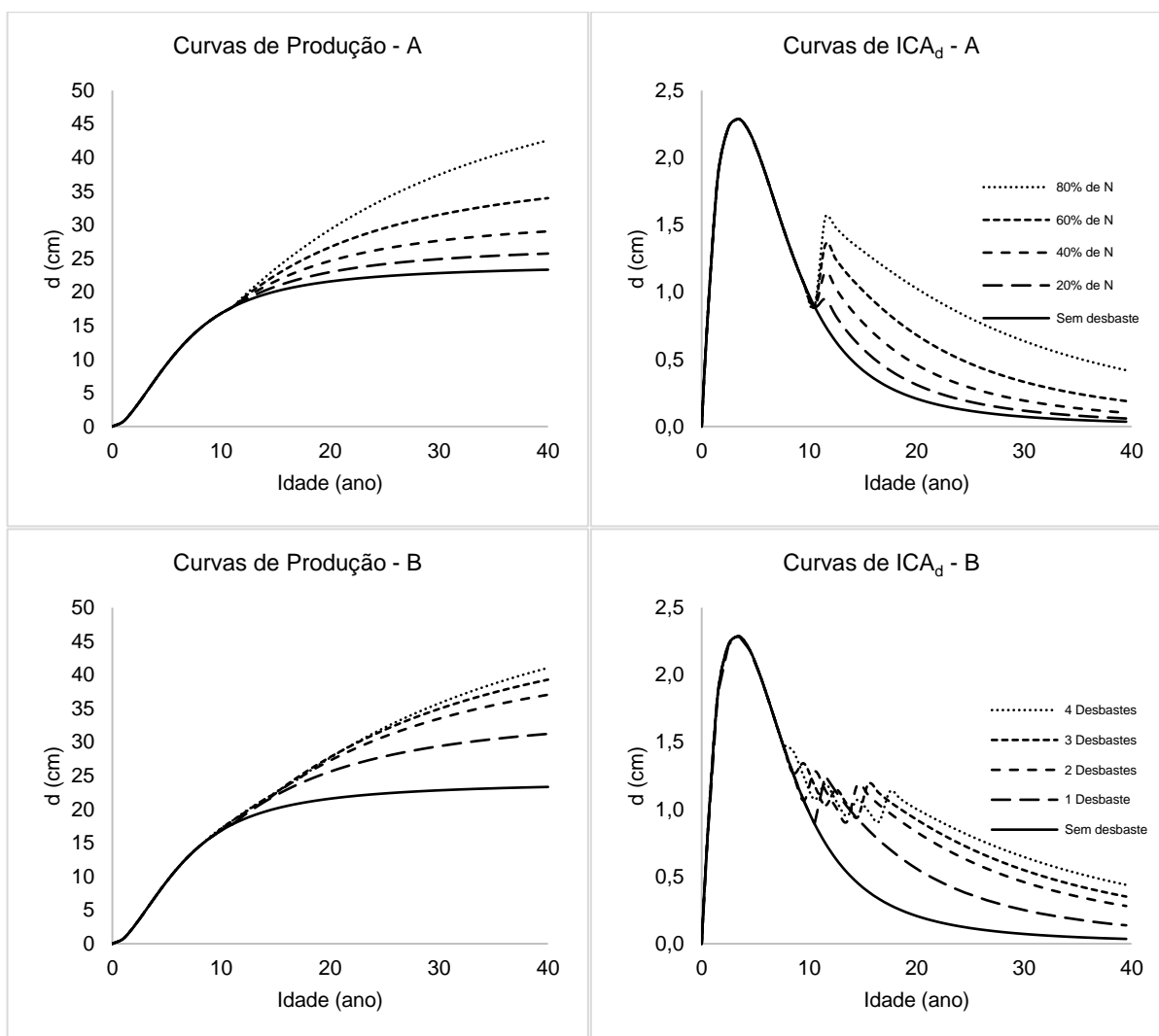
Para a simulação do crescimento em d com diferentes valores de índice de competição IC_9 , o qual corresponde à soma das áreas transversais das árvores maiores do que a árvore objeto, este valor foi atribuído conforme uma percentagem da área basal, em que 100% indica máxima competição unilateral e 0% o oposto, para qualidade de sítio média (Classe de sítio III) e densidade inicial de 1600 árv.ha⁻¹ (Figuras 3.5 B e 3.6 B). Tanto para o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k, como Zeide1_var_k, os valores de ICA_d e d foram ligeiramente superiores, quanto menor a competição unilateral (IC_9), ao longo de todo o período analisado. Resultados semelhantes foram encontrados por Weiskittel *et al.* (2007), Adame *et al.* (2008) e Palahí *et al.* (2008), em simulações de crescimento em diâmetro à altura do peito de árvores individuais de diversas espécies florestais, nos Estados Unidos da América e Europa.

Quanto à simulação do crescimento em d para diferentes densidades iniciais, o comportamento do d e ICA_d foi semelhante ao ocorrido com diferentes valores de índice de competição IC_9 , em que, quanto menor o valor da densidade inicial, maiores os valores de d e ICA_d , ao longo de todo o período analisado. Todavia, as diferenças do crescimento em d entre as densidades iniciais testadas foram muito mais acentuadas, tanto para o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k, como Zeide1_var_k (Figuras 3.5 C e 3.6 C). É possível afirmar que, quanto menor a densidade inicial, que representa a competição bilateral, maior e mais tarde ocorre o valor de máximo ICA_d . O modelo de crescimento em diâmetro de árvore individual ajustado por Adame *et al.* (2008), para *Quercus pyrenaica* Willd., apresentou resultados semelhantes para a simulação do crescimento em d com diferentes densidades iniciais.

Em média, a idade em que ocorre o valor máximo das curvas de ICA_d geradas pelo modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k foi de 3 anos, enquanto para o modelo de Zeide1_var_k foi de 5,5 anos (Figuras 3.5 e 3.6). O resultado encontrado para o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k foi muito parecido às idades de máximo ICA em diâmetro médio do povoamento das simulações feitas a partir do Sistema de Produção de *Pinus taeda* (SisPinus).

O comportamento do crescimento em d de acordo com a intensidade e número de desbastes é mostrado nas Figuras 3.7 e 3.8, para o modelo de Lundqvist-Korf_A_var_k e Zeide1_var_k, respectivamente.

FIGURA 3.7 – SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L., POR MEIO DO MODELO DE LUNDQVIST-KORF_A_VAR_k, PARA DIFERENTES INTENSIDADES DE DESBASTE (A) E NÚMERO DE DESBASTES (B).

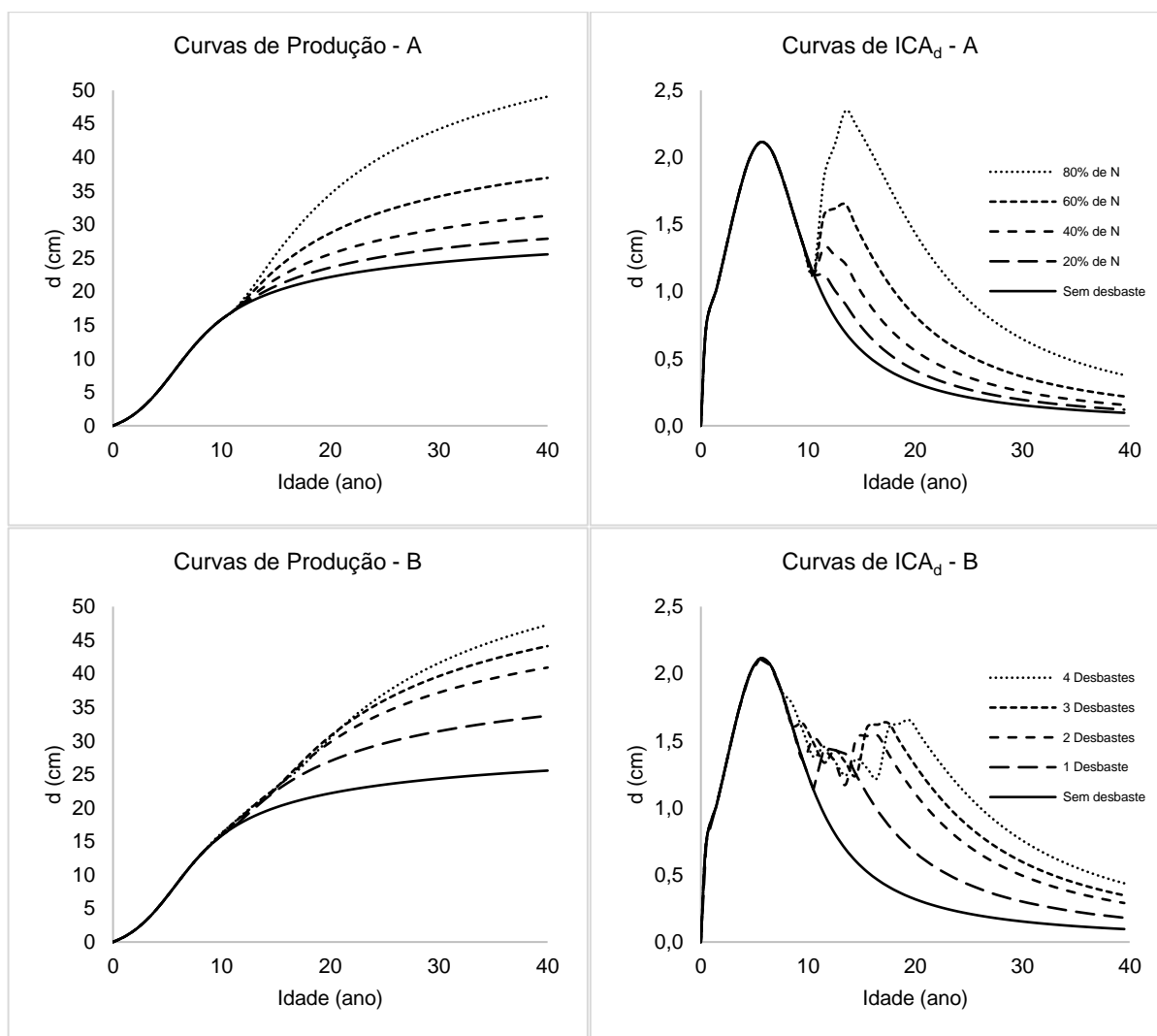


FONTE: O autor (2017).

A simulação das diferentes intensidades do desbaste foi realizada pela diminuição do número de árvores por hectare (N) na idade de 10 anos, considerando a qualidade de sítio média (Classe de sítio III) e densidade inicial de plantio de 1600 árv.ha⁻¹, sendo que o desbaste de maior intensidade foi dado pela redução de 80% de N , seguido redução de 60% de N , 40%, 20% e, por fim, sem desbaste (Figuras 3.7 A e 3.8 A). Tanto para Lundqvist-Korf_A_var_k como Zeide1_var_k, quanto maior a intensidade do desbaste, maiores os valores de ICA_d nas idades subsequentes e conseqüentemente, maiores os valores finais de d (40 anos de idade), devido à diminuição da competição unilateral e bilateral (Figuras 3.7 A e 3.8 A). No entanto, a recuperação do ICA_d foi maior para as simulações decorrentes do

modelo de Zeide1_var_k, principalmente para o desbaste de maior intensidade, em que o valor de ICA_d após o desbaste supera o valor de máximo ICA_d ocorrido antes do desbaste (Figura 3.8 A).

FIGURA 3.8 – SIMULAÇÃO DO CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO DE *Pinus taeda* L., POR MEIO DO MODELO DE ZEIDE1_VAR_K, PARA DIFERENTES INTENSIDADES DE DESBASTE (A) E NÚMERO DE DESBASTES (B).



FONTE: O autor (2017).

As projeções do crescimento em d para diferentes números de desbaste foi realizada considerando a qualidade de sítio média (Classe de sítio III) e densidade inicial de plantio de 1600 árv.ha^{-1} , sendo simulados os seguintes regimes de manejo: I) sem desbaste; II) 1 desbaste aos 11 anos de idade com redução de 50% do número de árvores por hectare (N); III) 2 desbastes, aos 10 anos com redução de 40% de N e aos 14 anos com redução de 50% de N ; IV) 3 desbastes, aos 9 e aos 12

anos com redução de 30% de N e aos 15 anos com redução de 50% de N ; V) 4 desbastes, aos 8 anos com redução de 20% de N , aos 11 e 14 anos com redução de 30% de N e aos 17 anos com redução de 50% de N (Figuras 3.7 B e 3.8 B). Semelhante ao que ocorreu com a intensidade do desbaste, quanto maior o número de desbastes, maiores os valores de ICA_d nas idades subsequentes e, consequentemente, maiores os valores finais de d (40 anos de idade), tanto para Lundqvist-Korf_A_var_k como Zeide1_var_k (Figuras 3.7 B e 3.8 B). Novamente, a recuperação do ICA_d foi maior para as simulações decorrentes do modelo de Zeide1_var_k, para diferentes números de desbaste (Figura 3.8 B).

Após a análise dos critérios de seleção (Tabelas 3.2 e 3.3), resíduos (Figuras 3.1, 3.2, 3.3 e 3.4), validação (Tabela 3.4) e realismo biológico (Figuras 3.5, 3.6, 3.7 e 3.8) das diferentes funções de crescimento da abordagem da diferença algébrica (ADA) e funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993), o modelo Lundqvist-Korf_A_var_k foi selecionado para estimar o crescimento em diâmetro à altura do peito (d) de árvores individuais de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste de Santa Catarina. A função de Lundqvist-Korf_A_var_k ajustada com todo o conjunto dados, incluindo os dados de ajuste e validação, é dada pela expressão 3.20. O ajuste, precisão e análise de resíduos dessa equação são apresentados no Apêndice 6.

$$d_2 = d_1 e^{k \left[\left(\frac{1}{t_1^{0,312921}} \right) - \left(\frac{1}{t_2^{0,312921}} \right) \right]} \quad (\text{Expressão 3.20})$$

em que:

$$k = 9,4750 - 0,1097S - 0,0339IC_9 + 0,0492d_{dom} - 0,0857G + 0,0033G_{desb}(1 - 0,5t_{desb})t_{desb < 2};$$

d_2 = diâmetro à altura do peito na idade t_2 (cm);

d_1 = diâmetro à altura do peito na idade t_1 (cm);

t_2 = idade futura (ano);

t_1 = idade inicial (ano);

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

IC_9 = índice de competição. Soma das áreas transversais das árvores “ k ” maiores do que a árvore objeto “ i ” ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

d_{dom} = diâmetro dominante da parcela da árvore objeto “ i ” (cm);

G = área basal da parcela da árvore objeto “ i ” ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$);

G_{desb} = área basal das árvores removidas pelo desbaste ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$);

t_{desb} = tempo desde a ocorrência do desbaste (anos);

$t_{desb < 2}$ = variável *dummy*, a qual assume valor 1 se $0 < t_{desb} < 2$, senão assume valor zero.

O modelo de Lundqvist-Korf_A também foi selecionado por Tomé (1988) para estimativa de crescimento em diâmetro à altura do peito de árvores individuais de *Eucalyptus globulus* Labill., na região centro de Portugal. Já Soares (1999) e Alegria e Tomé (2013) selecionaram o modelo de Lundqvist-Korf_k com o parâmetro A função linear do índice de sítio para estimar o crescimento potencial em diâmetro à altura do peito, para *Eucalyptus globulus* e *Pinus pinaster* respectivamente, em Portugal. Nunes *et al.* (2011) reportaram melhor desempenho estatístico para estimativa de diâmetro à altura do peito de árvores individuais de *Pinus pinaster*, em Portugal, produzidas pelo modelo Zeide1 com o parâmetro q função linear de altura dominante, índices de competição e variável para caracterizar o desbaste.

3.4 CONCLUSÕES

O modelo Lundqvist-Korf_A_var_k apresentou o melhor equilíbrio entre desempenho estatístico e realismo biológico para estimativa do crescimento do diâmetro à altura do peito (d) de árvores individuais de *Pinus taeda* L., gerando curvas de incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d) e de crescimento em d mais adequadas para diferentes condições de competição unilateral e bilateral, de intensidade e número de desbastes.

Comparando-se a abordagem da diferença algébrica (ADA) e as funções de crescimento diferenciais de Zeide (1993), ambas resultaram em funções de crescimento em diâmetro à altura do peito (d) de árvores individuais com aspectos estatísticos muito bons. Contudo, a abordagem da diferença algébrica (ADA) apresentou melhor realismo biológico e conformidade à teoria do crescimento, para *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina.

REFERÊNCIAS

- ADAME, P.; HYNYNEN, J.; CAÑELLAS, I.; RÍO, M. del. Individual-tree diameter growth model for rebollo oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) coppices. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 3-4, p. 1011-1022, 2008.
- ALDER, D. A distance-independent tree model for exotic conifer plantations in East Africa. **Forest Science**, Bethesda, v. 25, n. 1, p. 59-71, 1979.
- ALEGRIA, C.; TOMÉ, M. A tree distance-dependent growth and yield model for naturally regenerated pure uneven-aged maritime pine stands in central inland of Portugal. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 70, n. 3, p. 261-276, 2013.
- AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth: *Eucalyptus* plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.
- AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E.; WALSH, T. A. Diameter increment and survival equations for loblolly pine trees growing in thinned and unthinned plantations on cutover, site-prepared lands. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 13, n. 4, p. 170-174, 1989.
- ANDREASSEN, K.; TOMTER, S. M. Basal area growth models for individual trees of Norway spruce, Scots pine, birch and other broadleaves in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 180, n. 1-3, p. 11-24, 2003.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 5 ed. New York: McGraw-Hill, 2002. 456 p.
- BELLA, I. E. A new competition model for individual trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.
- BETTINGER, P.; BOSTON, K.; SIRY, J. P.; GREBNER, D. L. **Forest management and planning**. Amsterdam: Elsevier, 2009. 331 p.
- BRAVO-OVIEDO, A.; DEL RÍO, M.; MONTERO, G. Site index curves and growth model for Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 201, n. 2-3, p. 187-197, 2004.
- BURKHART, H. E.; FARRAR, K. D.; AMATEIS, R. L.; DANIELS, R. F. **Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas**. Blacksburg: Virginia Tech – Department of Forestry, 2001. 28 p.
- BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling forest trees and stands**. New York: Springer, 2012. 457 p.
- BURNS, R. M.; HONKALA, B. H. **Silvics of North America**. v. 1 Conifers. Washington: USDA Forest Service, 1990. 1383 p.

CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.

CAO, Q. V. Prediction of annual diameter growth and survival for individual trees from periodic measurements. **Forest Science**, Bethesda, v. 46, n. 1, p. 127-131, 2000.

CAO, Q. V. Predictions of individual-tree and whole-stand attributes for loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 342-347, 2006.

CAO, Q. V.; STRUB, M. Evaluation of four methods to estimate parameters of an annual tree survival and diameter growth model. **Forest Science**, Bethesda, v. 54, n. 6, p. 617-624, 2008.

CASTRO, R. V. O. **Modelagem do crescimento em nível de árvores individuais utilizando redes neurais e autômatos celulares**. 80 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

CHASSOT, T.; FLEIG, F. D.; FINGER, C. A. G.; LONGHI, S. J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze em Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 21, n. 2, p. 303-313, 2011.

COLBERT, J. J.; SCHUCKERS, M.; FEKEDULEGN, D.; RENTCH, J.; MACSIÚRTÁIN, M.; GOTTSCHALK, K. Individual tree basal-area growth parameter estimates for four models. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 174, n. 1-2, p. 115-126, 2004.

CONDÉS, S.; STERBA, H. Comparing an individual tree growth model for *Pinus halepensis* Mill. in the Spanish region of Murcia with yield tables gained from the same area. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 127, n. 3, p. 253-261, 2008.

CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 11, p. 1965-1974, 2010.

DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. **Simulation of individual tree growth and stand development in managed loblolly pine plantations**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1975. 69 p.

DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Bethesda, v. 22, n. 4, p. 454-456, 1976.

DELLA-FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de incremento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.

DIÉGUEZ-ARANDA, U.; GONZÁLEZ, J. G. A.; ANTA, M. B.; ALBORECA, A. R. Site quality equations for *Pinus sylvestris* L. plantations in Galicia (northwestern Spain). **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 62, n. 2, p. 143-152, 2005.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3 ed. New York: John Wiley and Sons, 1998. 706 p.

FONTES, L.; TOMÉ, M.; COELHO, M. B.; WRIGHT, H.; LUIS, J. S.; SAVILL, P. Modelling dominant height growth of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) in Portugal. **Forestry**, Oxford, v. 76, n. 5, p. 509-523, 2003.

FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1-3, p. 10-19, 2007a.

FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models II. Modelling spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1-3, p. 20-30, 2007b.

GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.

GOES, F. A. **Modelação do crescimento da árvore individual de *Eucalyptus globulus* Labill**. 57 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Gestão da Informação) – Instituto Superior de Estatística e Gestão da Informação, Universidade Nova de Lisboa, Lisboa, 2012.

HARRISON, W. C.; BURK, T. E.; BECK, D. E. Individual tree basal area increment and total height equations for appalachian mixed hardwoods after thinning. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 10, n. 2, p. 99-104, 1986.

HASENAUER, H.; MONSERUD, R. A.; GREGOIRE, T. G. Using simultaneous regression techniques with individual-tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 87-95, 1998.

HÖKKÄ, H.; GROOT, A. An individual-tree basal area growth model for black spruce in second-growth peatland stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 29, n. 5, p. 621-629, 1999.

HUANG, S.; TITUS, S. J. An individual tree diameter increment model for white spruce in Alberta. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 25, n. 9, p. 1455-1465, 1995.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.

HUEBSCHMANN, M. M.; GERING, L. R.; LYNCH, T. B.; BITOKI, O.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for uneven-aged shortleaf pine stands. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 24, n. 2, p. 112-120, 2000.

HYNYNEN, J. Predicting the growth response to thinning for scots pine stands using individual-tree growth models. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 29, n. 3, p. 225-246, 1995.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

KIERNAN, D. H.; BEVILACQUA, E.; NYLAND, R. D. Individual-tree diameter growth model for sugar maple trees in uneven-aged northern hardwood stands under selection system. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 256, n. 9, p. 1579-1586, 2008.

KRAJICEK, J. E.; BRINKMAN, K. A.; GINGRICH, S. F. Crown competition – a measure of density. **Forest Science**, Bethesda, v. 7, n. 1, p. 35-42, 1961.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

LAUBHANN, D.; STERBA, H.; REINDS, G. J.; VRIES, W. de. The impact of atmospheric deposition and climate on forest growth in European monitoring plots: an individual tree growth model. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 258, n. 8, p. 1751-1761, 2009.

LEE, W.; VON GADOW, K.; CHUNG, D.; LEE, J.; SHIN, M. DBH growth model for *Pinus densiflora* and *Quercus variabilis* mixed forests in central Korea. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 176, n. 1-2, p. 187-200, 2004.

LHOTKA, J. M.; LOEWENSTEIN, E. F. An individual-tree diameter growth model for managed uneven-aged oak-shortleaf pine stands in the Ozark Highlands of Missouri, USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 261, n. 3, p. 770-778, 2011.

LYNCH, T. B.; HITCH, K. L.; HUEBSCHMANN, M. M.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for even-aged natural shortleaf pine forests. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 23, n. 4, p. 203-211, 1999.

MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual-tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos**. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

McDILL, M. E.; AMATEIS, R. L. Measuring forest site quality using the parameters of a dimensionally compatible height growth function. **Forest Science**, Bethesda, v. 38, n. 2, p. 409-429, 1992.

MIRANDA, R. O. V. de. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 168 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

MONSERUD, R. A.; STERBA, H. A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 80, n. 1-3, p. 57-80, 1996.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analysis**. 4 ed. New York: John Wiley and Sons, 2006. 612 p.

MURPHY, P. A.; GRANEY, D. L. Individual-tree basal area growth, survival, and total height models for upland hardwoods in the Boston Mountains of Arkansas. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 22, n. 3, p. 184-192, 1998.

MYERS, R. H. **Classical and modern regression with applications**. Boston: Duxbury Press, 1986. 359 p.

NEWNHAM, R. M. **The development of a stand model for Douglas fir**. 201 f. Tese (Doutorado em Filosofia do Departamento Florestal) – Universidade de British Columbia, Vancouver, 1964.

NUNES, L.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Prediction of annual tree growth and survival for thinned and unthinned even-aged maritime pine stands in Portugal from data with different time measurement intervals. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 262, n. 8, p. 1491-1499, 2011.

NYSTRÖM, K.; KEXI, M. Individual tree basal area growth models for young stands of Norway spruce in Swenden. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 97, n. 2, p. 173-185, 1997.

OLIVEIRA, E. B. de. **Um sistema computadorizado de prognose do crescimento e produção de *Pinus taeda* L., com critérios quantitativos para a avaliação técnica e econômica de regimes de manejo**. 134 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1995.

ORELLANA, E. **Sucessão florestal, regimes de manejo e competição avaliados por modelos de árvore individual em um fragmento de Floresta de Arucária**. 154 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; KASIMIADIS, D.; POIRAZIDIS, K.; PAPAGEORGIOU, A. C. Modelling site quality and individual-tree growth in pure and mixed *Pinus brutia* stands in north-east Greece. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 65, n. 5, p. 501 (14), 2008.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; MIINA, J.; MONTERO, G. Individual-tree growth and mortality models for scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in north-east Spain. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 60, n. 1, p. 1-10, 2003.

PALAHÍ, M.; TOMÉ, M.; PUKKALA, T.; TRASOBARES, A.; MONTERO, G. Site index model for *Pinus sylvestris* in north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 187, n. 1, p. 35-47, 2004.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance: an example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 670-679, 1993.

PAULO, J. A.; TOMÉ, M. An individual tree growth model for juvenile cork oak stands in southern Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 17, n. 1, p. 27-38, 2009.

PEROT, T.; GOREAUD, F.; GINISTY, C.; DHÔTE, J. A model bridging distance-dependent and distance-independent tree models to simulate the growth of mixed forests. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 67, n. 5, p. 502(11), 2010.

PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model**. London: Springer, 2010. 664 p.

PUKKALA, T.; LÄHDE, E.; LAIHO, O. Using optimization for fitting individual-tree growth models for uneven-aged stands. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 130, n. 5, p. 829-839, 2011.

REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, M.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, n. 1-3, p. 262-270, 2006.

SCHRÖDER, J.; RÖHLE, H.; GEROLD, D.; MÜNDER, K. Modeling individual-tree growth in stands under forest conversion in East Germany. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 126, n. 3, p. 459-472, 2007.

SGHAIER, T.; TOMÉ, M.; TOMÉ, J.; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, M.; CAÑELLAS, I.; CALAMA, R. Distance-independent individual tree diameter-increment model for Thuya [*Tetraclinis articulata* (VAHL.) MAST.] stands in Tunisia. **Forest Systems**, Madrid, v. 22, n. 3, p. 433-441, 2013.

SOARES, P. **Modelação do crescimento da árvore em eucaliptais em 1ª rotação localizados nas regiões Norte e Centro Litoral**. 369 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1999.

STEPKA, T. F.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; SAWCZUK, A. R. Modelagem do incremento em diâmetro da *Araucaria angustifolia* em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 3, p. 607-620, 2012.

TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. da. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.

TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.

TOMÉ, J.; TOMÉ, M.; BARREIRO, S.; PAULO, J. A. Age-independent difference equations for modelling tree and stand growth. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 36, n. 7, p. 1621-1630, 2006.

TOMÉ, M. M. B. B. T. **Modelação do crescimento da árvore individual em povoamentos de *Eucalyptus globulus* Labill. (1ª rotação) região Centro de Portugal**. 277 f. Tese (Doutorado em Engenharia Silvícola) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1988.

TRASOBARES, A.; PUKKALA, T. Using past growth to improve individual-tree diameter growth models for uneven-aged mixtures of *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. in Catalonia, north-east Spain. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 61, n. 5, p. 409-417, 2004.

TRASOBARES, A.; TOMÉ, M.; MIINA, J. Growth and yield model for *Pinus halepensis* Mill. in Catalonia, north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 203, n. 1-3, p. 49-62, 2004.

WEISKITTEL, A. R.; GARBER, S. M.; JOHNSON, G. P.; MAGUIRE, D. A.; MONSERUD, R. A. Annualized diameter and height growth equations for Pacific Northwest plantation-grown Douglas-fir, western hemlock, and red alder. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 250, n. 3, p. 266-278, 2007.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

WEST, P. W. Use of diameter increment and basal area increment in tree growth studies. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 10, n. 1, p. 71-77, 1980.

WILSON, F. G. Control of growing stock in even-aged stands of conifers. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 49, n. 10, p. 692-695, 1951.

WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. **Forest Science**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.

WYKOFF, W. R.; MONSERUD, R. A. Representing site quality in increment models: a comparison of methods. In: EK, A. R.; SHIFLEY, S. R.; BURK, T. E. **Forest growth modelling and prediction**. Saint Paul: USDA Forest Service, 1988. p. 184-191.

YANG, Y.; HUANG, S.; MENG, S. X.; TRINCADO, G.; VANDERSCHAAF, C. L. A multilevel individual tree basal area increment model for aspen in boreal mixedwood stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 39, n. 11, p. 2203-2214, 2009.

ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual-tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 80, n. 3, p. 366-374, 2004.

ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M. Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 199, n. 2-3, p. 307-322, 2004.

ZHAO, L.; LI, C.; TANG, S. Individual-tree diameter growth model for fir plantations based on multi-level linear mixed effects models across southeast China. **Journal of Forest Research**, Tokyo, v. 18, n. 4, p. 305-315, 2013.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

ZEIDE, B. How to measure stand density. **Trees**, Berlin, v. 19, n. 1, p. 1-14, 2005.

ZIMMERMANN, A. P. L.; COSTA, E. A.; SCHRÖDER, T.; FLEIG, F. D. Modelagem do incremento diamétrico de *Pinus taeda* em função de variáveis da copa e índices de competição. **Floresta**, Curitiba, v. 46, n. 1, p. 115-122, 2016.

CAPÍTULO 4 – RELAÇÃO HIPNOMÉTRICA GERAL COM ATRIBUTOS BIOLÓGICOS PARA POVOAMENTOS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA

RESUMO

O objetivo deste estudo foi desenvolver uma equação com atributos biológicos e aplicabilidade geral, para representar a relação hipsométrica de povoamentos de *Pinus taeda* L., com e sem desbaste, na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina. Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes, de 428 a 740 m², localizadas em povoamentos florestais com idades variando de 4,6 a 35,2 anos, em que foram medidas as alturas totais de cerca de 20% das árvores, além das árvores dominantes. As funções de Harrison *et al.* (1986) e Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, modificadas por Tomé (1988), foram ajustadas com seus parâmetros função linear de variáveis do povoamento, por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo Gauss-Newton. Os modelos foram avaliados de acordo com os critérios estatísticos coeficiente de determinação ajustado (R_{aj}^2), erro padrão relativo ($syx\%$), média das diferenças (MD), média das diferenças absolutas (MAD), análise dos resíduos studentizados, média das diferenças PRESS (MD_{PRESS}) e média das diferenças absolutas PRESS (MAD_{PRESS}), além do procedimento de validação cruzada. De maneira geral, o modelo de Harrison *et al.* (1986), ajustado com o coeficiente c função linear da idade (t), índice de sítio (S), coeficiente de variação dos diâmetros das árvores da parcela (CV_d) e área basal da parcela (G), mostrou o melhor desempenho estatístico para representar a relação hipsométrica de *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina. O ajuste da função de Harrison *et al.* (1986), com o coeficiente c função linear de variáveis do povoamento florestal, permitiu o desenvolvimento de uma equação de relação hipsométrica com bom desempenho estatístico, consistência biológica e aplicabilidade geral para povoamentos de *Pinus taeda*.

Palavras-chave: Equação hipsométrica. Curvas h/d. Consistência biológica. Variáveis do povoamento.

CHAPTER 4 – GENERAL HYSOMETRIC RELATIONSHIP WITH BIOLOGICAL ATTRIBUTES FOR *Pinus taeda* L. STANDS, IN THE MIDDLE WEST REGION, SANTA CATARINA STATE, BRAZIL

ABSTRACT

The aim of this study was to develop an equation with biological attributes and general applicability, to represent the hypsometric relationship for *Pinus taeda* L. stands, with and without thinning, in the Middle West region, Santa Catarina state, Brazil. Data came from 652 permanent plots, with 428 to 740 m², located in forest stands with ages ranging from 4.6 to 35.2 years, in which the total heights of about 20% of the trees were measured, in addition to the height of dominant trees. The functions developed by Harrison *et al.* (1986) and by Michailoff, Prodan and Stoffels & Van Soest, modified by Tomé (1988), were fitted with their parameters linear function of stand variables through the PROC NLIN procedure of the software SAS® *University Edition*, based on the Gauss-Newton algorithm. The models were evaluated according to the following statistical criteria: adjusted coefficient of determination (R_{aj}^2), relative standard error ($syx\%$), mean of differences (MD), mean of absolute differences (MAD), analysis of studentized residuals, mean of PRESS residuals (MD_{PRESS}) and mean of absolute PRESS residuals (MAD_{PRESS}), in addition to the cross-validation procedure. In general, the Harrison *et al.* (1986) model, fitted with the parameter c linear function of age (t), site index (S), coefficient of variation of the tree diameters in the plot (CV_d) and plot basal area (G), showed the best statistical performance to represent the hypsometric relationship for *Pinus taeda* L., in the Middle West region, Santa Catarina state, Brazil. The fitting of the Harrison *et al.* (1986) function, with its parameter c linear function of forest stand variables, allowed the development of an equation of hypsometric relationship with good statistical performance, biological consistency and general applicability for stands of *Pinus taeda*.

Key words: Hypsometric equation. h/d curves. Biological consistency. Stand variables.

4.1 INTRODUÇÃO

A altura de uma árvore ou porção dela é a distância linear, ao longo do seu eixo principal, partindo do solo até o topo, ou outro ponto referencial, sempre em conformidade com o tipo de altura que se deseja medir (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). A altura total (h) refere-se à distância do solo até o topo da árvore, ao longo de seu eixo principal (AVERY e BURKHART, 2002; MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). É o tipo de altura mais utilizado, menos sujeito a diferentes interpretações (BATISTA *et al.*, 2014) e deve ser preferido em medições de parcelas permanentes para avaliação do crescimento das árvores, baseado em medições periódicas (AVERY e BURKHART, 2002).

A variável altura é importante para o cálculo do volume e cálculos do crescimento em altura e volume de árvores; nos métodos estimativos, a altura é variável independente em equações de volume e funções de afilamento; e, em nível de povoamentos florestais, a altura média das árvores dominantes (h_{dom}) é usada como indicadora da capacidade produtiva de terrenos florestais (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). Em um modelo de crescimento de árvore individual, alguma técnica para estimar a altura, ou o incremento em altura das árvores deve ser incluído como componente adicional, a fim de se obter estimativas do crescimento em volume (TOMÉ, 1988; LEDUC e GOELZ, 2009; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010).

Em modelos de crescimento de árvore individual, o incremento em altura pode ser estimado diretamente por uma única função (STAGE, 1973; FARR e JOHNSON, 1988; HASENAUER *et al.*, 1998; HUANG e TITUS, 1999; LYNCH *et al.*, 1999; RAMMIG *et al.*, 2007; CONDÉS e STERBA, 2008; RITCHIE e HAMANN, 2008; CRECENTE-CAMPO *et al.*, 2010; CASTRO, 2011; MARTINS, 2011; NUNES, 2011; NUNES *et al.*, 2011; GOES, 2012), ou por uma função de crescimento potencial máximo, a qual é multiplicada por uma função modificadora ou redutora (ARNEY, 1985; FARR e JOHNSON, 1988; HAMILTON Jr. e REHFELDT, 1994; HYNYNEN, 1995; HYNYNEN *et al.*, 1998; HUEBSCHMANN *et al.*, 2000; BURKHART *et al.*, 2001; CAO, 2002; WEISKITTEL *et al.*, 2007), situação análoga ao que ocorre com a modelagem do crescimento em diâmetro. No entanto, conforme Weiskittel *et al.* (2011), o incremento em altura pode ser indiretamente estimado por meio da predição do incremento em diâmetro ou diâmetro à altura do peito (d) ao

final do período de crescimento e, em seguida, usando os valores do diâmetro no início e final do período de crescimento com variáveis independentes em uma relação hipsométrica estática para estimar a altura (WEISKITTEL *et al.*, 2011). O uso de relação hipsométrica foi adotado como submodelo, nos modelos de crescimento de árvore individual de Harrison *et al.* (1986), Tomé (1988), Murphy e Graney (1998), Soares (1999), Mabvurira e Miina (2002), Palahí e Grau (2003), Palahí *et al.* (2003), Alegria (2004), Trasobares *et al.* (2004), Palahí *et al.* (2008), Paulo e Tomé (2009), Alegria e Tomé (2013), Juma *et al.* (2014) e Miranda (2016). A falta de medições sucessivas de alturas das mesmas árvores impõe o uso da relação hipsométrica, ou de um sistema de projeção da altura compatível nos modelos de crescimento de árvore individual (TOMÉ, 1988; LYNCH e MURPHY, 1995; SOARES e TOMÉ, 2002).

As técnicas para estimar a altura, além de essenciais para os modelos de crescimento de árvore individual, são indispensáveis para a maioria dos inventários florestais. Enquanto o diâmetro à altura do peito (d) de árvores, em uma unidade amostral, é facilmente obtido com baixo custo para a maioria das espécies florestais, a medição da altura é consideravelmente mais difícil e dispendiosa, especialmente em povoamentos florestais altos, densos, contendo árvores de troncos e copas com formato irregular, ou em terreno declivoso (ARABATZIS e BURKHART, 1992; MACHADO *et al.*, 1994; BARTOSZECK *et al.*, 2002; CALDEIRA *et al.*, 2002; SANQUETTA *et al.*, 2014). Assim, faz-se a medição do diâmetro à altura do peito de todas as árvores da unidade amostral e uma subamostragem para as alturas das árvores (LOETSCH *et al.*, 1973; COUTO e BASTOS, 1987; ARABATZIS e BURKHART, 1992; MACHADO *et al.*, 1994; BARTOSZECK *et al.*, 2002). Os dados das árvores que tiveram a altura medida são, então, utilizados para estabelecer uma relação entre o diâmetro e a altura, por meio de uma função matemática, utilizando a técnica estatística da análise de regressão (ARABATZIS e BURKHART, 1992; MACHADO *et al.*, 1994; SANQUETTA *et al.*, 2014).

A relação da altura sobre o diâmetro assume características semelhantes à curva de produção em altura para uma árvore e essa analogia fica mais fácil quando se idealiza o eixo das abscissas como a soma de todos os incrementos em diâmetro e as ordenadas como a soma dos incrementos em altura (LOETSCH *et al.*, 1973).

A relação hipsométrica é influenciada por vários fatores, como posição sociológica, qualidade do sítio florestal, idade, densidade, tratamentos silviculturais e

características da espécie (CURTIS, 1967; LOETSCH *et al.*, 1973; CARDOSO *et al.* 1989; MACHADO *et al.*, 1994; BARROS *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2004; MACHADO *et al.*, 2011). Devido à sensibilidade da relação hipsométrica a esses vários fatores, em muitos casos há o desenvolvimento de uma equação para cada unidade amostral do inventário florestal (COUTO e BASTOS, 1987; BARROS *et al.*, 2002). Diante da avaliação da influência de tais fatores sobre a relação hipsométrica, deve-se estudar a viabilidade de aplicação de equações gerais, que permitam a estimativa da altura para árvores de diferentes posições sociológicas, idades, em povoamentos de diferentes qualidades de sítio e densidade, eliminando-se o trabalho de ajuste e seleção de equações mais adequadas para cada unidade amostral (BARROS *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2002).

Equações de relação hipsométrica podem ter aplicabilidade local ou podem ter uso mais genérico. A relação hipsométrica local é, geralmente, função apenas do diâmetro à altura do peito (d), para aplicação somente no povoamento florestal onde os dados foram coletados. A relação hipsométrica geral ou regional, entretanto, é função do d e de variáveis do povoamento, tais como altura dominante (h_{dom}), idade (t) e densidade, desenvolvidas para aplicação geral a uma espécie ou região (TOMÉ, 1988; SOARES e TOMÉ, 2002).

Curtis (1967) abordou o problema do ajuste de uma relação hipsométrica para cada ocasião, em inventários florestais contínuos, em que equações baseadas em amostras pequenas, provenientes de medições feitas por técnicos diferentes, introduzem erros nas estimativas de crescimento derivadas de tais inventários. Dessa forma, Curtis (1967) propôs o uso de uma única equação para expressar a altura em função do diâmetro à altura do peito (d) e da idade (t), desenvolvida com base nas medições das unidades amostrais de todas as ocasiões do inventário contínuo. De acordo com Caldeira *et al.* (2002), a inclusão da variável idade em modelos de regressão linear aumentou a precisão das estimativas de altura para *Acacia mearnsii* De Wild., no estado do Rio Grande do Sul. Figueiredo Filho *et al.* (2010) recomendaram, sempre que possível, a utilização da idade como variável independente de modelos de relação hipsométrica, evitando, assim, que os dados para ajuste da relação hipsométrica sejam estratificados por idade, ou classe de idade.

A altura média das árvores dominantes do povoamento florestal é indicadora da qualidade de sítio (CLUTTER *et al.*, 1983; SKOVSGAARD e VANCLAY, 2008), assim como o crescimento em altura das árvores e a altura máxima do povoamento (TROREY, 1932). Dessa forma, quanto melhor a qualidade do sítio florestal, maior tende a ser o valor da altura máxima expressa pela relação hipsométrica (TROREY, 1932). Dentre as equações gerais para expressar a relação hipsométrica de plantações de *Pinus oocarpa* Schiede, testadas por Barros *et al.* (2002), aquelas que apresentaram a altura dominante (h_{dom}) como variável independente foram notáveis pelo bom desempenho estatístico. Leduc e Goelz (2009) propuseram uma equação para estimar alturas, como componente de um modelo de crescimento e produção, em alternativa a um modelo de efeito misto, o qual utilizava algumas medidas de altura para calibração da especificidade de um dado povoamento florestal. Para tanto, Leduc e Goelz (2009) recomendaram uma equação de relação hipsométrica com o diâmetro médio quadrático (d_g) e a altura dominante (h_{dom}) do povoamento como variáveis independentes.

É importante que as funções utilizadas para expressar a relação hipsométrica, tanto local como geral, apresentem características biologicamente apropriadas, tais como: I) ser uma função sempre crescente; II) apresentar taxas de aumento em altura decrescentes com o aumento em diâmetro; III) apresentar um valor assintótico; IV) apresentar valor assintótico próximo da altura dominante (h_{dom}); e V) apresentar a origem da relação hipsométrica no ponto $(d, h) = (0; 1,30)$ (HARRISON *et al.*, 1986; TOMÉ, 1988; SOARES e TOMÉ, 2002; TOMÉ *et al.*, 2007; PAULO e TOMÉ, 2009).

Tomé (1988), Soares (1999), Soares e Tomé (2002), Alegria (2004), Tomé *et al.* (2007) e Paulo e Tomé (2009) testaram funções com implicações biológicas para representar a relação hipsométrica geral, em que seu parâmetro é função de variáveis do povoamento florestal, como idade (t), diâmetro médio quadrático (d_g), área basal (G) e índice de sítio (S). As funções desenvolvidas por Tomé (1988), Soares (1999), Soares e Tomé (2002), Alegria (2004), Paulo e Tomé (2009) e Alegria e Tomé (2013) foram utilizadas como componentes de modelos de crescimento de árvore individual para *Eucalyptus globulus* Labill., *Pinus pinaster* Aiton e *Quercus suber* L.

Miranda (2016), em seu modelo de crescimento de árvore individual para *Pinus taeda* L., na região de Telêmaco Borba, Paraná, testou modelos empíricos para expressar a relação hipsométrica geral. Embora não tenham sido ajustadas para compor modelos de crescimento, as relações hipsométricas gerais de Barros *et al.* (2002), Bartoszeck *et al.* (2002), Soares *et al.* (2004) e Figueiredo Filho *et al.* (2010) são representadas por modelos de natureza empírica, sem implicações biológicas, em alguns casos com expressões matemáticas extensas, as quais, conforme Tomé (1988), sugerem a existência de multicolinearidade.

Dessa forma, o objetivo neste capítulo foi desenvolver uma equação com atributos biológicos e aplicabilidade geral, para representar a relação hipsométrica de povoamentos de *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste do estado de Santa Catarina.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado em povoamentos de *Pinus taeda* pertencentes à empresa Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., sediada em Caçador, Santa Catarina. Os povoamentos florestais da área de estudo estão localizados nos municípios de Caçador, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande, todos no estado de Santa Catarina.

Segundo a classificação de Köppen, na região de estudo ocorre o clima tipo Cfb, isto é, temperado úmido com geadas severas, temperatura média do mês mais quente inferior a 22°C e nos meses de inverno entre 6 e 8°C (CALDATO *et al.*, 1999). Conforme informações meteorológicas da Estação Experimental de Caçador, a temperatura média anual é de 16,5°C, precipitação média anual de 1.608 mm, umidade relativa do ar média anual de 77% e ocorrência de 26 geadas por ano, em média (KURASZ, 2005). A vegetação original da região de estudo é a Floresta Ombrófila Mista, principalmente em sua formação Floresta Ombrófila Mista Montana. Na região deste estudo, *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. está associada à imbuia (*Ocotea porosa* [Ness e Mart.] Barroso), formando agrupamentos bem característicos (IBGE, 2012). Os principais solos da área de estudo são Cambissolos háplicos, com grande variação de profundidade e drenagem variando de acentuada a imperfeita e Nitossolos brunos de textura argilosa ou muito argilosa, moderadamente ácidos (IBGE, 2007).

Os dados são provenientes de 652 parcelas permanentes de área fixa, de 428 a 740 m² de área plana, de inventário florestal em múltiplas ocasiões com repetição total, distribuídas aleatoriamente por meio de processo de amostragem estratificada, em que os estratos foram constituídos pelas divisões administrativas da empresa. Todos os indivíduos de *Pinus taeda* pertencentes às unidades amostrais tiveram sua circunferência à altura do peito medida com fita métrica. Utilizando-se o hipsômetro Vertex III, foram medidas as alturas totais de cerca de 20% das árvores, além das árvores dominantes de cada parcela, definidas proporcionalmente como as 100 árvores de maior circunferência à altura do peito por hectare, sem troncos múltiplos ou defeitos na copa.

As 652 unidades amostrais foram divididas, de maneira que 590 constituíram o conjunto de dados de ajuste e 62 foram usadas na validação (Tabela 4.1). As 62 unidades amostrais destinadas à validação foram selecionadas de maneira aleatória, dentro de cada unidade administrativa da empresa e classe de sítio, conforme as curvas de índice de sítio anamórficas desenvolvidas por Téo *et al.* (2011) para *Pinus taeda*, na mesma região deste estudo.

TABELA 4.1 – CARACTERIZAÇÃO DOS DADOS DE AJUSTE E VALIDAÇÃO DAS FUNÇÕES DE RELAÇÃO HIPSONÔMETRICA GERAL PARA *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

	Variável	Ajuste	Validação
Parcela	Idade média (ano)	12,34	12,75
	Idade mínima (ano)	4,60	4,60
	Idade máxima (ano)	35,20	35,10
	Número de remediações mínimo	2	2
	Número de remediações máximo	12	12
	Altura dominante média (m)	18,30	18,49
	Altura dominante mínima (m)	6,47	7,13
	Altura dominante máxima (m)	42,68	41,42
	Área basal média (m ² .ha ⁻¹)	46,38	45,20
	Área basal mínima (m ² .ha ⁻¹)	13,86	8,99
	Área basal máxima (m ² .ha ⁻¹)	77,57	70,89
	Número de árvores médio (árv.ha ⁻¹)	1305	1338
	Número de árvores mínimo (árv.ha ⁻¹)	271	320
	Número de árvores máximo (árv.ha ⁻¹)	2220	2158
Árvore	Diâmetro à altura do peito médio (cm)	22,37	22,35
	Diâmetro à altura do peito mínimo (cm)	3,18	3,50
	Diâmetro à altura do peito máximo (cm)	69,07	66,21
	Altura total média (m)	15,15	15,27
	Altura total mínima (m)	2,40	3,20
	Altura total máxima (m)	44,90	43,20

FONTE: O autor (2017).

A função candidata de Harrison *et al.* (1986) (Quadro 4.1) foi formulada representando-se os coeficientes do modelo de Meyer (Expressão 4.1) como função da altura dominante (h_{dom}), visando a obtenção de uma função para representar a relação hipsométrica geral, para diversos povoamentos florestais.

$$h = 1,3 + \{a[1 - e^{(-b*d)}]\} \quad (\text{Expressão 4.1})$$

em que:

h = altura total (m);

d = diâmetro à altura do peito (cm);

a, b = coeficientes da função;

e = constante de Euler (2,718281829...).

Na função de Harrison *et al.* (1986), o parâmetro a da expressão 4.1, que representa a assíntota, foi expresso como função da altura dominante (h_{dom}), para assegurar que seu valor seja próximo ao valor de h_{dom} e que, quanto maior o valor de h_{dom} , maior o valor do parâmetro a . Já o parâmetro b da expressão 4.1, o qual representa a taxa de aumento da altura com relação ao diâmetro, foi expresso como função de h_{dom} , de modo a garantir que seja decrescente com o aumento de h_{dom} .

QUADRO 4.1 – FUNÇÕES CANDIDATAS PARA MODELAGEM DA RELAÇÃO HIPSONOMÉTRICA GERAL DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L.

Denominação/Autor	Modelo
Harrison <i>et al.</i> (1986)	$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} \left[1 + a e^{(b h_{dom})} \right] \left[1 - e^{\left(-c \left(\frac{d}{h_{dom}} \right) \right)} \right] \right\}$
Michailoff modificado por Tomé (1988)	$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} e^{\left[a \left(\frac{1}{d} - \frac{1}{d_{dom}} \right) \right]} \right\}$
Prodan modificado por Tomé (1988)	$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} \left[1 + a h_{dom} \left(\frac{1}{d} - \frac{1}{d_{dom}} \right) \right]^{-1} \right\}$
Stoffels e Van Soest modificado por Tomé (1988)	$h = 1,3 + \left[h_{dom} \left(\frac{d}{d_{dom}} \right)^a \right]$

FONTE: Adaptado de HARRISON *et al.* (1986); TOMÉ (1988); PAULO e TOMÉ (2009).

NOTA: h = altura total (m); d = diâmetro à altura do peito (cm); h_{dom} = altura dominante (m); d_{dom} = diâmetro dominante (cm); a, b, c = parâmetros das funções; e = constante de Euler (2,718281829...).

O modelo de Harrison *et al.* (1986) foi ajustado com um de seus parâmetros como função linear de uma série de diferentes categorias de variáveis, por meio do ajuste de equações simultâneas, como mostrado na expressão 4.2. Quando o

modelo de Harrison *et al.* (1986) foi ajustado com o seu parâmetro a função linear de variáveis do povoamento, recebeu a denominação Harrison_ a , quando o ajuste foi feito com o parâmetro b como combinação linear da série de variáveis, a denominação foi Harrison_ b e, por fim, Harrison_ c .

$$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} [1 + ae^{(bh_{dom})}] \left[1 - e^{\left(-c \left(\frac{d}{h_{dom}} \right) \right)} \right] \right\} \quad (\text{Expressão 4.2})$$

em que:

$a = a_0 + a_1t + a_2S + a_3CV_d + a_4G$, ou

$b = b_0 + b_1t + b_2S + b_3CV_d + b_4G$, ou

$c = c_0 + c_1t + c_2S + c_3CV_d + c_4G$;

h = altura total (m);

d = diâmetro à altura do peito (cm);

h_{dom} = altura das árvores dominantes da parcela (m);

$a, b, c, a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, b_0, b_1, b_2, b_3, b_4, c_0, c_1, c_2, c_3, c_4$ = coeficientes a serem estimados;

t = idade do povoamento (ano);

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

CV_d = coeficiente de variação dos diâmetros da parcela (%);

G = área basal da parcela ($m^2 \cdot ha^{-1}$);

e = constante de Euler (2,718281829...).

Tomé (1988) formulou as três últimas funções apresentadas no Quadro 4.1, priorizando a porção superior da curva de relação hipsométrica, próxima ao ponto (d_{dom} , h_{dom}). Tomé (1988) deduziu equações de relação hipsométrica gerais por meio da restrição de relações hipsométricas locais ao ponto (d_{dom} , h_{dom}). Foram utilizados como ponto de partida os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, cuja formulação final é apresentada no Quadro 4.1. Os modelos resultantes das deduções feitas por Tomé (1988) possuem um único coeficiente, o qual deve ser expresso como função linear de variáveis do povoamento florestal, como mostra a

expressão 4.3, para o modelo de Michailoff modificado. Procedeu-se da mesma forma para os modelos de Prodan modificado e Stoffels e Van Soest modificado.

$$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} e^{\left[a \left(\frac{1}{d} - \frac{1}{d_{dom}} \right) \right]} \right\} \quad (\text{Expressão 4.3})$$

em que:

$$a = a_0 + a_1 t + a_2 S + a_3 CV_d + a_4 G;$$

h = altura total (m);

d = diâmetro à altura do peito (cm);

h_{dom} = altura das árvores dominantes da parcela (m);

d_{dom} = diâmetro das árvores dominantes da parcela (cm);

a_0, a_1, a_2, a_3, a_4 = coeficientes a serem estimados;

t = idade do povoamento (ano);

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

CV_d = coeficiente de variação dos diâmetros da parcela (%);

G = área basal da parcela ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$);

e = constante de Euler (2,718281829...).

As funções candidatas para modelagem da relação hipsométrica foram ajustadas para 83.130 valores de altura total (h) e diâmetro à altura do peito (d). Os ajustes dos modelos foram efetuados por meio do procedimento PROC NLIN do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, baseado no algoritmo de Gauss-Newton (Apêndice 7). Os estudos de Harrison *et al.* (1986) e Tomé (1988) serviram de base para obtenção dos valores iniciais dos parâmetros das funções de relação hipsométrica.

As variáveis independentes, cujos parâmetros das funções de relação hipsométrica são função linear (Expressões 4.2 e 4.3), foram primeiramente organizadas em diferentes categorias: I) idade; II) sítio; III) parcela; IV) densidade.

A relação hipsométrica é influenciada pela idade do povoamento florestal (CURTIS, 1967; CARDOSO *et al.*, 1989; MACHADO *et al.*, 1994; BARROS *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2004), a qual é recomendada como variável independente de modelos para expressar a relação hipsométrica geral (CALDEIRA

et al., 2002; FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2010). Nesta pesquisa, foi considerada a idade dos povoamentos florestais, em anos.

Dentre as características inerentes ao povoamento florestal que influenciam a relação hipsométrica, está a qualidade de sítio (LOETSCH *et al.*, 1973; CARDOSO *et al.*, 1989; BARROS *et al.*, 2002; BARTOSZECK *et al.*, 2002). Neste estudo, o efeito da produtividade do sítio foi dado pelo índice de sítio, expresso pela altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12).

As variáveis da parcela testadas foram a média aritmética dos diâmetros à altura do peito (\bar{d}), em cm; o coeficiente de variação dos diâmetros à altura do peito (CV_d), em %; diâmetro médio quadrático (d_g), em cm, calculado conforme Machado e Figueiredo Filho (2009); e diâmetro máximo da parcela ($d_{m\acute{a}x}$), em cm.

A tendência das curvas de relação hipsométrica é a de ficarem mais íngremes nas densidades maiores, visto que a competição afeta mais o crescimento em diâmetro do que em altura, conseqüentemente, afetando a relação hipsométrica (BARTOSZECK, 2000). As variáveis da categoria densidade foram a área basal por hectare (G), número de árvores por hectare (N), as transformações do número de árvores por hectare N^{-1} e $100 * N^{-1}$, além do Fator de Wilson (1951) (F_W) (Expressão 4.4).

$$F_W = \frac{100}{\sqrt{N} * h_{dom}} \quad (\text{Expressão 4.4})$$

em que:

N = número de árvores por hectare;

h_{dom} = altura dominante.

Para cada categoria de variáveis independentes, foi aplicada a regressão linear múltipla, cuja variável dependente foi a altura total (h) das árvores de *Pinus taeda*, por meio do procedimento PROC REG, do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, em que a seleção do melhor conjunto de variáveis independentes, dentro de cada categoria, foi realizada por meio de seleção *rsquare*. Por fim, foi utilizada regressão linear múltipla com as melhores variáveis independentes de cada categoria, cuja variável dependente foi novamente h , em que a seleção do melhor conjunto de variáveis independentes, com pelo menos uma variável de cada

categoria (Expressões 4.2 e 4.3), foi realizada por meio da significância do coeficiente correspondente a cada variável (t de Student) e fator de inflação da variância (FIV), para evitar multicolinearidade, conforme Myers (1986).

A análise da significância dos parâmetros das funções de relação hipsométrica foi realizada de maneira que, na estimativa final, os limites do intervalo de confiança com 95% de probabilidade devem excluir o valor zero.

Numa fase inicial, os modelos tiveram seus desempenhos comparados por meio dos critérios: coeficiente de determinação ajustado ($R_{aj.}^2$) (Expressão 4.5), erro padrão relativo ($syx\%$) (Expressão 4.6), média das diferenças (MD) (Expressão 4.7), média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 4.8) e análise dos resíduos studentizados (Expressão 4.9).

$$R_{aj.}^2 = 1 - \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right) * \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \right] \quad (\text{Expressão 4.5})$$

$$syx\% = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}} * 100 \quad (\text{Expressão 4.6})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 4.7})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 4.8})$$

$$r_i = \frac{e_i}{s\sqrt{(1-h_{ii})}} \quad (\text{Expressão 4.9})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (altura total, em metro);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (altura total, em metro);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações;

p = número de coeficientes do modelo;

e_i = erro ou resíduo ($Y_i - \hat{Y}_i$);

s = média quadrática dos resíduos $\left(\sqrt{\sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - p)} \right)$;

h_{ii} = i -ésimo elemento da matriz HAT .

Foi realizada análise gráfica dos resíduos studentizados sobre a variável dependente estimada (\hat{Y}_i), almejando-se distribuição de resíduos uniforme, com

ausência de padrões. A verificação da heterocedasticidade foi realizada por meio da análise visual dos gráficos de resíduos, buscando identificar o padrão de “cone”, com a nuvem de resíduos alargando-se para a direita, que indica que a variância dos resíduos é função crescente de \hat{Y}_i (MYERS, 1986; DRAPER e SMITH, 1998; MONTGOMERY *et al.*, 2006). Uma vez detectada heterocedasticidade da distribuição de resíduos studentizados, do modelo resultante do ajuste pelo método dos mínimos quadrados ordinários, procedeu-se o ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados. As ponderações testadas incluíram diversas transformações e combinações de variáveis de densidade do povoamento (área basal, em $\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$; número de árvores, em $\text{árv}.\text{ha}^{-1}$) e da parcela (diâmetro médio, diâmetro médio quadrático, diâmetro máximo e diâmetro dominante, em cm; e coeficiente de variação dos diâmetros, em %), conforme Parresol (1993), o qual assume que a variância dos resíduos é função exponencial de múltiplas variáveis explicativas do modelo, bem como suas transformações e combinações. Para verificar se os resíduos studentizados apresentavam distribuição normal, foi feita a representação gráfica desses valores ordenados crescentemente, sobre os quantis teóricos da distribuição normal. Uma vez constatada a distribuição não normal dos resíduos studentizados, fez-se o ajuste pelo método dos mínimos quadrados ponderados, com ponderações atribuídas aos resíduos studentizados excedentes ao intervalo ± 2 , conforme método de Huber (1964), recomendado por Myers (1986).

Além das estatísticas calculadas por meio dos resíduos (R_{aj}^2 , $\text{syx}\%$, MD e MAD), recorreu-se aos resíduos PRESS ($e_{i,-i}$) (Expressão 4.10) para calcular a média das diferenças PRESS (MD_{PRESS}) (Expressão 4.11); média das diferenças absolutas PRESS (MAD_{PRESS}) (Expressão 4.12). O resíduo PRESS é calculado subtraindo-se da variável dependente observada (Y_i) o valor da variável dependente estimada pelo modelo ajustado sem a observação i ($\hat{Y}_{i,-i}$). Para um conjunto de dados qualquer, a primeira observação “ i ” é retirada da amostra, restando “ $n - 1$ ” observações, as quais são utilizadas para ajustar os coeficientes do modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a primeira observação. A primeira observação é, então, recolocada no conjunto de dados e a segunda observação é retida para ajustar o modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a segunda observação. Este procedimento continua até que todas as observações sejam removidas, uma a uma e, assim, o modelo é ajustado “ n ” vezes (MYERS, 1986).

$$e_{i,-i} = Y_i - \hat{Y}_{i,-i} \quad (\text{Expressão 4.10})$$

$$MD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i,-i})}{n} \quad (\text{Expressão 4.11})$$

$$MAD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_{i,-i}|}{n} \quad (\text{Expressão 4.12})$$

em que:

$e_{i,-i}$ = resíduo PRESS para a observação i ;

Y_i = valor da variável dependente para a observação i ;

$\hat{Y}_{i,-i}$ = variável dependente estimada pelo modelo quando ajustado sem a observação i .

O conjunto de dados de validação contou com 8.801 valores de altura total (h) e diâmetro à altura do peito (d). Para analisar o desempenho, viés e precisão dos modelos quanto ao conjunto de dados de validação, foram calculadas a eficiência da modelagem (EM) (Expressão 4.13), média das diferenças (MD) (Expressão 4.14) e média das diferenças absolutas (MAD) (Expressão 4.15).

$$EM = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right] \quad (\text{Expressão 4.13})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 4.14})$$

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n} \quad (\text{Expressão 4.15})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada (altura total, em metro);

\hat{Y}_i = variável dependente estimada (altura total, em metro);

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações.

Foi utilizado o procedimento de validação cruzada, em que, primeiramente, os dados de ajuste foram utilizados para estimar os coeficientes, enquanto os dados de validação foram utilizados para calcular a EM , MD e MAD . Depois, os dados de validação foram utilizados para o ajuste, enquanto os dados de ajuste foram utilizados para calcular os critérios estatísticos (EM , MD e MAD). O modelo de melhor desempenho nas fases de ajuste e validação foi submetido à análise da

MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} por classe de idade (t), classe de sítio, classe de coeficiente de variação dos diâmetros (CV_d) e de área basal (G).

Após a seleção do modelo mais adequado para relação hipsométrica geral de *Pinus taeda*, todo o conjunto de dados, incluindo os dados de ajuste e validação, foi utilizado para estimar os coeficientes do modelo definitivamente.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos testados para a relação hipsométrica de *Pinus taeda* apresentaram coeficientes significativos ($\alpha = 0,05$), na forma como se encontram no Quadro 4.1 e nas expressões 4.2 e 4.3. Entretanto, ocorreram exceções para o modelo de Michailoff_ a e Harrison_ a , que apresentaram os coeficientes correspondentes à área basal da parcela não significativos ($\alpha = 0,05$), sendo, portanto, ajustados sem esta variável na função linear de seus parâmetros a .

O modelo de Harrison *et al.* (1986), ajustado com seus coeficientes função linear de variáveis do povoamento florestal, mostrou o melhor desempenho estatístico para relação hipsométrica de *Pinus taeda* (Tabela 4.2). Dentre as diferentes variações do modelo de Harrison *et al.* (1986), Harrison_ c apresentou superioridade para todos os critérios estatísticos, exceto para o viés (MD e MD_{PRESS}), em que a equação Harrison_ b apresentou os valores mais próximos de zero (Tabela 4.2).

TABELA 4.2 – ESTATÍSTICAS DE SELEÇÃO DAS EQUAÇÕES DE RELAÇÃO HIPSONOMÉTRICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA.

Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Harrison_ a	0,9799	6,19	-0,01088	0,7085	-0,00466	0,6450
Harrison_ b	0,9795	6,26	0,00617	0,7262	-0,00426	0,6445
Harrison_ c	0,9817	5,91	-0,01795	0,6731	-0,00626	0,6402
Michailoff_ a	0,9538	9,39	-0,71999	1,1542	-0,57850	1,0140
Prodan_ a	0,9523	9,54	-0,71757	1,1667	-0,58459	1,0223
Stoffels e Van Soest_ a	0,9568	9,08	-0,66934	1,0976	-0,55925	1,0001

FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m).

Os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, modificados por Tomé (1988), mostraram desempenho estatístico muito semelhantes, sempre com

menor precisão e maior viés, quando comparados ao desempenho estatístico das diferentes variações do modelo de Harrison *et al.* (1986) (Tabela 4.2). As equações de relação hipsométrica derivadas de todos os modelos ajustados neste estudo apresentaram viés negativo (MD e MD_{PRESS}), exceto o valor de MD para o modelo Harrison_b (Tabela 4.2).

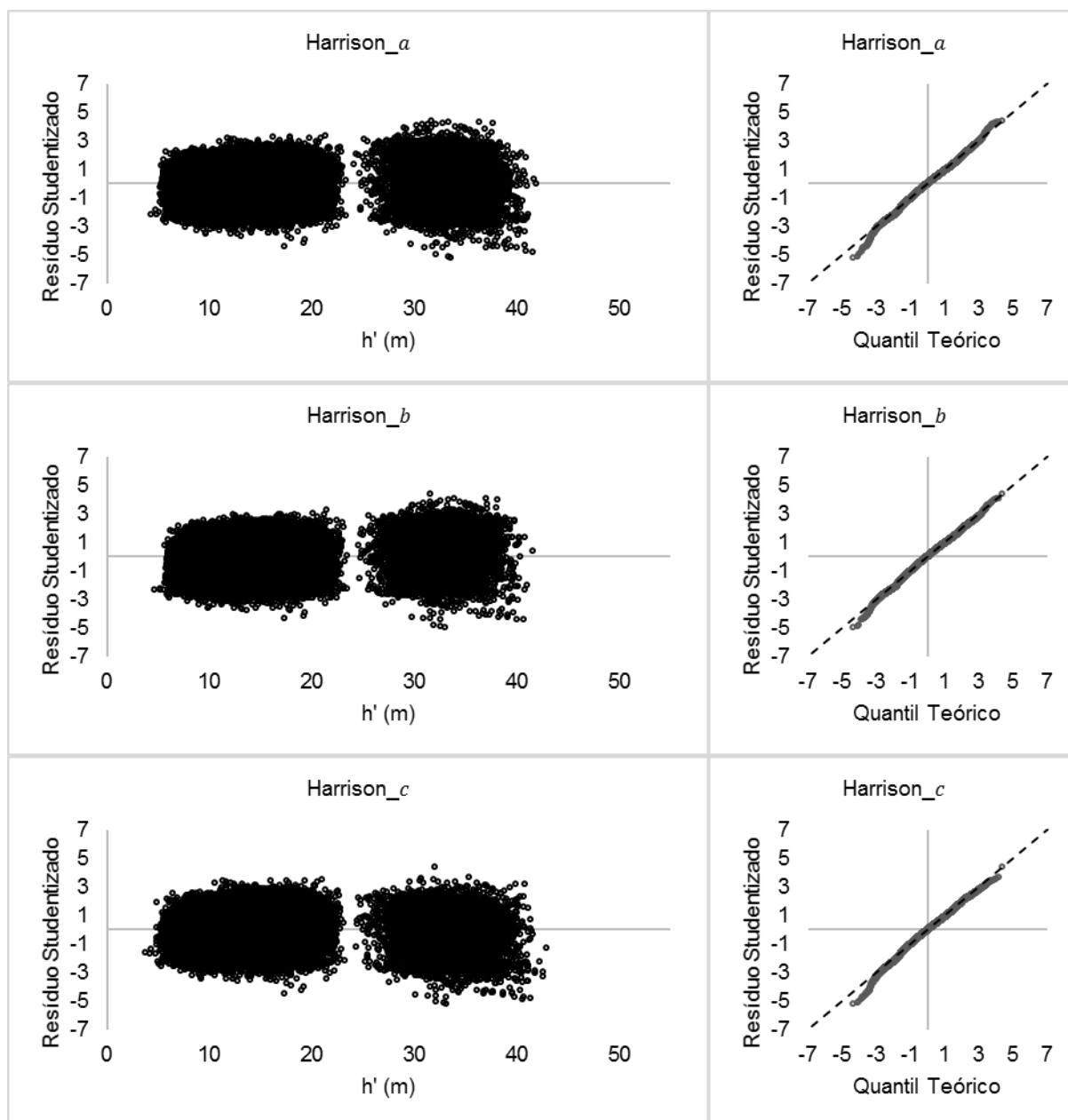
As diferentes variações do modelo de Harrison *et al.* (1986), testadas nesta pesquisa, apresentaram ajuste, precisão e viés muito semelhantes às reportadas por Soares e Tomé (2002), para o mesmo modelo com o parâmetro a função linear de variáveis do povoamento, para *Eucalyptus globulus* em Portugal. Já os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, apresentaram ajuste e precisão semelhantes ao reportado por Tomé (1988), também para *Eucalyptus globulus*.

Mabvurira e Miina (2002), Palahí e Grau (2003), Palahí *et al.* (2003) ajustaram o modelo de Stoffels e Van Soest, modificado por Tomé (1988), para representar a relação hipsométrica e compor modelos de crescimento de árvore individual de *Eucalyptus grandis* Hill, *Pinus nigra* Arn. e *Pinus sylvestris* L., respectivamente. Esses autores reportaram estatísticas R_{aj}^2 e $syx\%$ semelhantes às encontradas neste estudo para o modelo de Stoffels e Van Soest, modificado por Tomé (1988).

O modelo de Harrison *et al.* (1986), ajustado com seus coeficientes função linear de variáveis do povoamento florestal, por meio dos mínimos quadrados ordinários, apresentou resíduos studentizados sem heterocedasticidade, porém com evidência de não normalidade dos resíduos, principalmente nos extremos da distribuição. Dessa forma, procedeu-se o ajuste por meio dos mínimos quadrados ponderados, aplicando-se o método de Huber (1964), cujos resíduos studentizados mostrados na Figura 4.1 apresentam uniformidade, homocedasticidade e distribuição normal.

Os gráficos de resíduos studentizados das equações de relação hipsométrica resultantes das diferentes variações do modelo de Harrison *et al.* (1986), demonstram as características do conjunto de dados utilizado neste estudo, que não possui árvores de *Pinus taeda* com idades entre 13,8 e 23,2 anos (Figura 4.1). Embora os resíduos studentizados não sejam representados sobre as idades, esta característica pode ser observada pela escassez, ou ausência de valores de altura total estimada (h') em torno de 23 e 24 m (Figura 4.1).

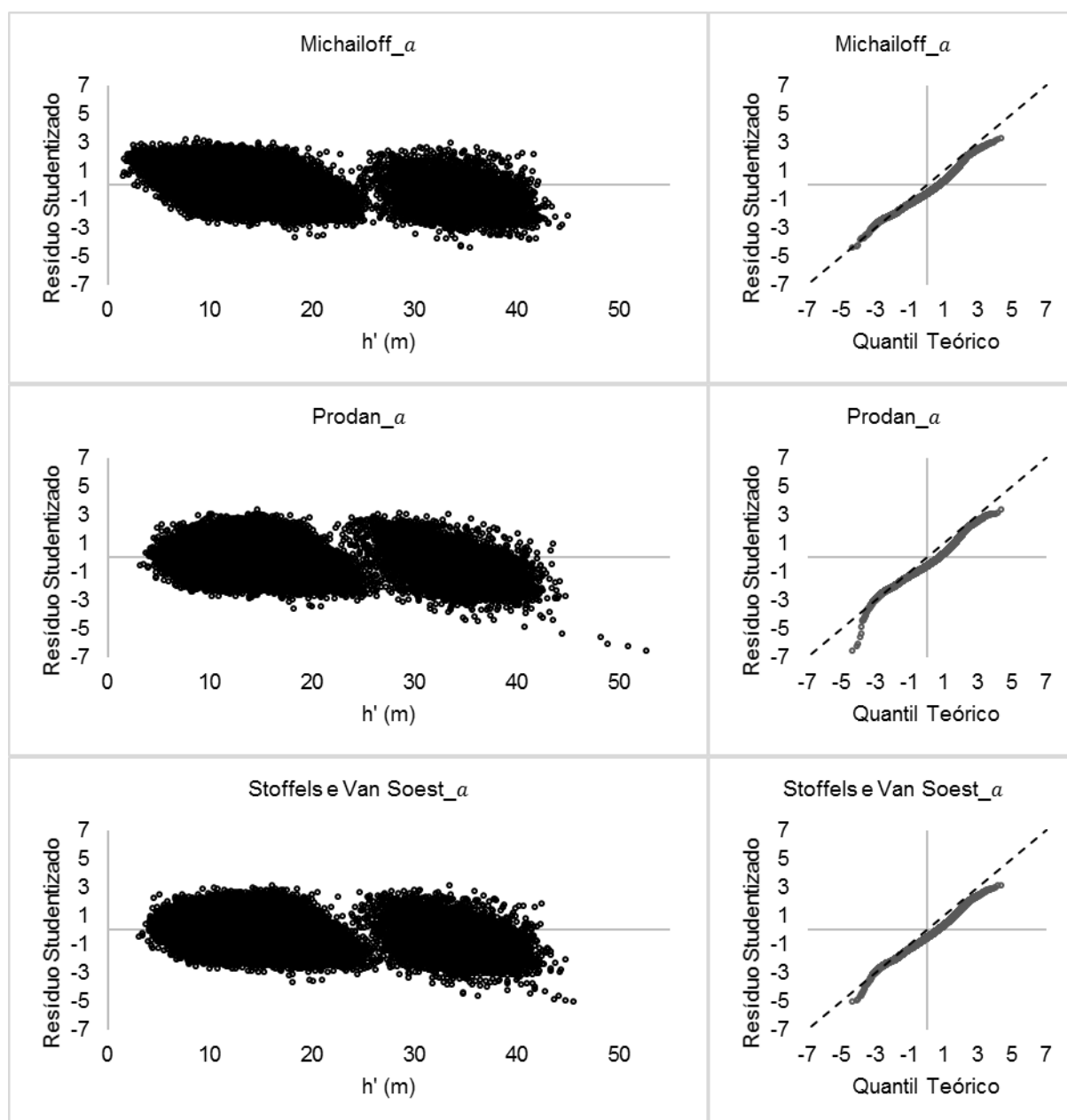
FIGURA 4.1 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE HARRISON *et al.* (1986) COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO, PARA RELAÇÃO HIPSONÔMICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, ajustados com seu coeficiente função linear de variáveis do povoamento florestal, por meio dos mínimos quadrados ordinários, apresentaram resíduos studentizados sem heterocedasticidade, porém com evidência de não normalidade dos resíduos, no extremo negativo da distribuição (Figura 4.2).

FIGURA 4.2 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE MICHAILOFF, PRODAN E STOFFELS E VAN SOEST COM O COEFICIENTE FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO, PARA RELAÇÃO HIPSONÉTICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Após o ajuste dos modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest por meio dos mínimos quadrados ponderados, aplicando-se o método de Huber (1964), os resíduos studentizados apresentaram homocedasticidade e distribuição normal, para os modelos de Michailoff_a e Stoffels e Van Soest_a (Figura 4.2). Por outro lado, a equação de relação hipsométrica resultante do modelo de Prodan_a ainda apresentou valores de resíduos negativos acentuados, mesmo após a aplicação do método de Huber (1964) (Figura 4.2).

Verifica-se tendência de subestimativa para as menores alturas totais estimadas pelo modelo de Michailoff_a (Figura 4.2). Os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest apresentaram tendência de superestimativa para os maiores valores de alturas totais estimadas, principalmente no modelo de Prodan_a (Figura 4.2).

Assim como ocorreu para os critérios estatísticos de seleção, o modelo de Harrison *et al.* (1986), ajustado com seus coeficientes função linear de variáveis do povoamento florestal, mostrou o melhor desempenho quanto às estatísticas de validação para relação hipsométrica de *Pinus taeda* (Tabela 4.3). E, novamente, o modelo Harrison_c apresentou a melhor performance para as estatísticas de validação, exceto para o viés (MD_{2-1}) calculado para os dados de ajuste, com os parâmetros estimados por meio dos dados de validação (Tabela 4.3).

TABELA 4.3 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO CRUZADA DAS EQUAÇÕES DE RELAÇÃO HIPSONOMÉTRICA PARA *Pinus taeda* L.

Denominação	EM_{1-2}	MD_{1-2}	MAD_{1-2}	EM_{2-1}	MD_{2-1}	MAD_{2-1}
Harrison_a	0,9812	0,0100	0,7146	0,9796	-0,0460	0,7218
Harrison_b	0,9812	0,0204	0,7231	0,9793	-0,0185	0,7326
Harrison_c	0,9841	0,0057	0,6623	0,9817	-0,0457	0,6762
Michailoff_a	0,9598	-0,6797	1,1276	0,9538	-0,7414	1,1569
Prodan_a	0,9576	-0,6922	1,1469	0,9524	-0,7455	1,1764
Stoffels e Van Soest_a	0,9622	-0,6504	1,0727	0,9568	-0,6756	1,1006

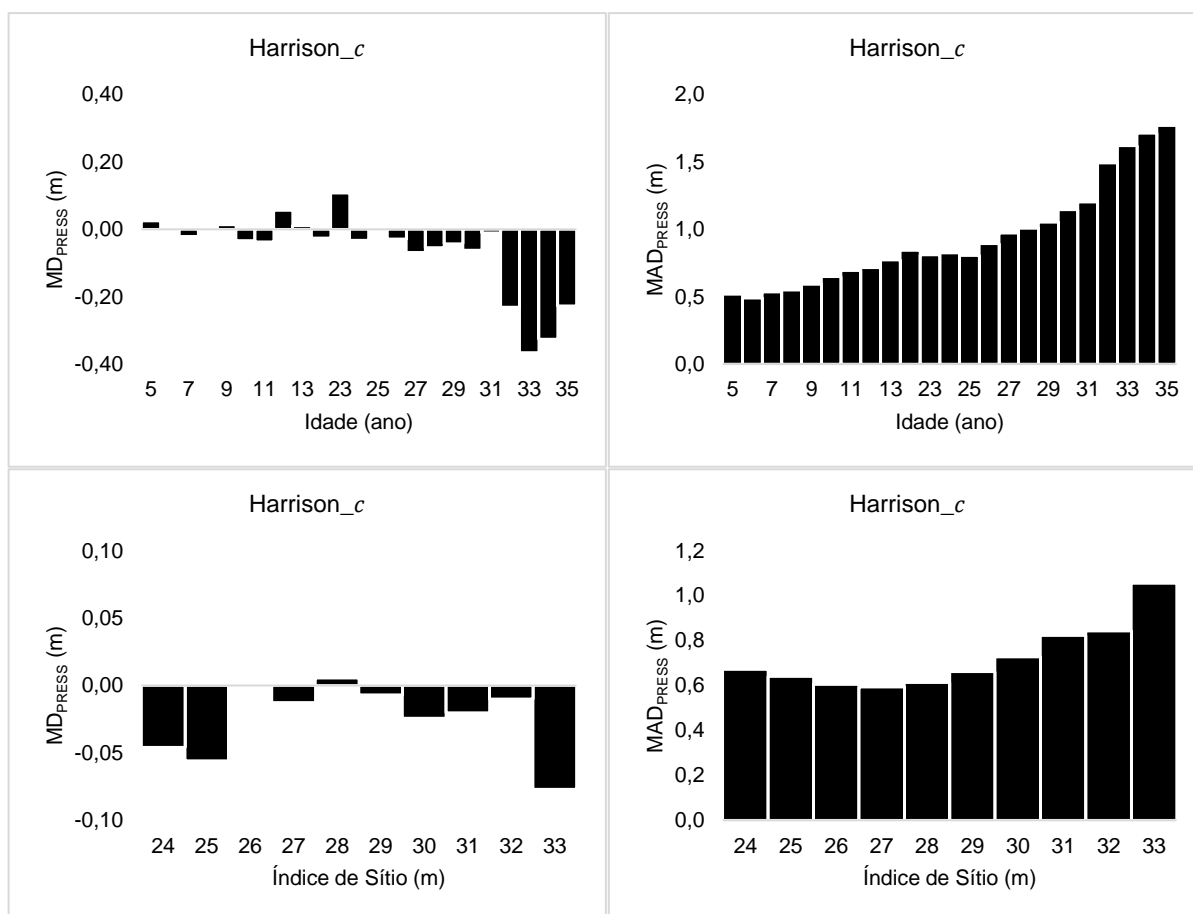
FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); $1 - 2$ = indica o uso dos dados de ajuste para estimativa dos parâmetros e dos dados de validação para cálculo do critério estatístico; $2 - 1$ = indica o uso dos dados de validação para estimativa dos parâmetros e dos dados de ajuste para cálculo do critério estatístico.

Os modelos de Michailoff, Prodan e Stoffels e Van Soest, modificados por Tomé (1988), mostraram estatísticas de validação muito parecidas, sempre com menor precisão e maior viés, quando comparados às diferentes variações do modelo de Harrison *et al.* (1986) (Tabela 4.3).

Conforme os critérios estatísticos de seleção (Tabela 4.2), análise de resíduos (Figuras 4.1 e 4.2) e estatísticas de validação (Tabela 4.3), o modelo mais adequado para representar a relação hipsométrica de *Pinus taeda* foi Harrison_c. Por fim, foram analisados o viés e precisão das estimativas de altura total por classe de idade, índice de sítio, coeficiente de variação dos diâmetros e área basal, por meio dos resíduos PRESS ($e_{i,-i}$) (Figuras 4.3 e 4.4).

FIGURA 4.3 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE E ÍNDICE DE SÍTIO, DO MODELO DE HARRISON_c, PARA RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



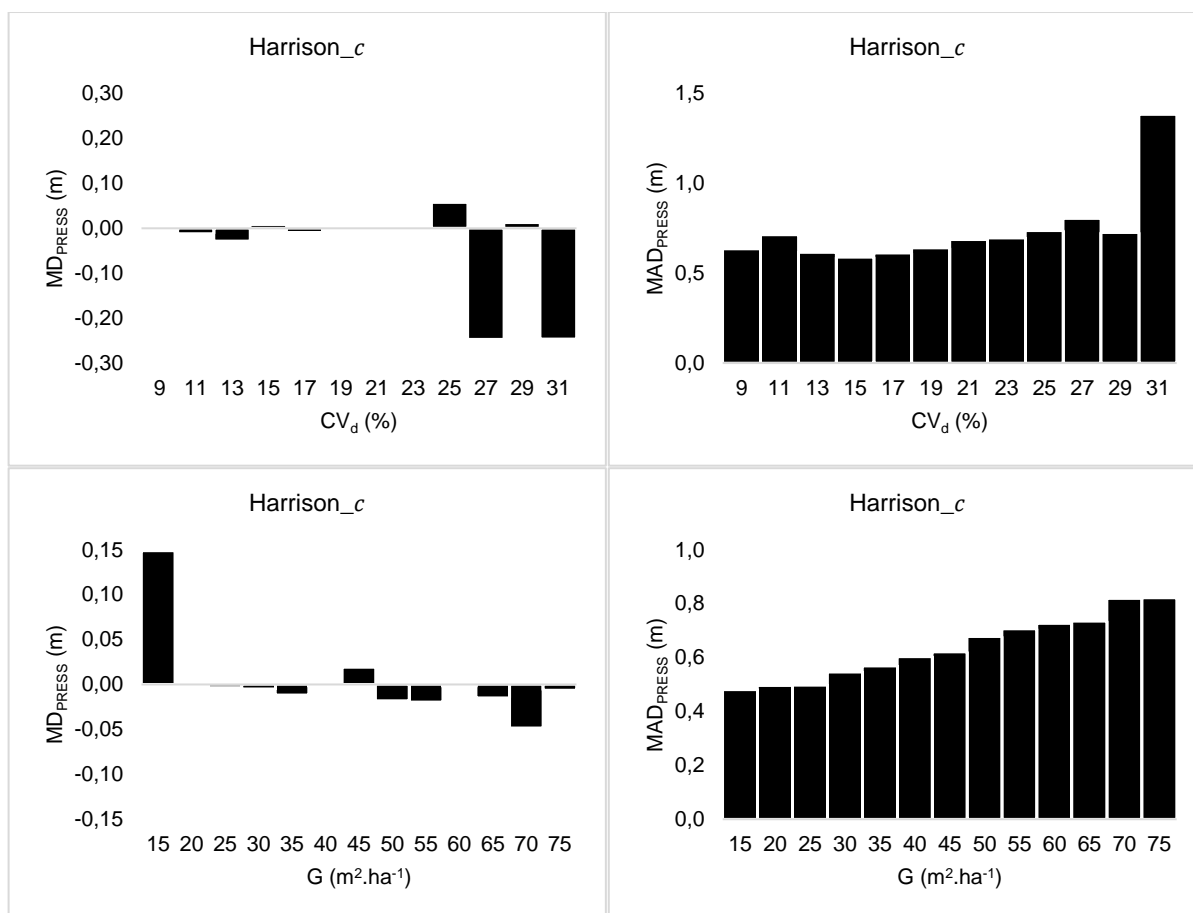
FONTE: O autor (2017).

Valores pouco expressivos da MD_{PRESS} para classes de idade de 5 a 14 anos e de 23 a 31 anos, indicam baixo viés das estimativas de altura total da função Harrison_c para essas classes de idade (Figura 4.3). Entretanto, valores negativos mais acentuados de MD_{PRESS} são verificados para as classes de idade de 32 a 35 anos, os quais indicam tendência de superestimativa das alturas totais de *Pinus taeda* (Figura 4.3). O aumento dos valores de MAD_{PRESS} conforme a idade indica diminuição da precisão das estimativas de altura total para as maiores classes de idade (Figura 4.3).

Quanto ao índice de sítio, os valores de MD_{PRESS} mais acentuados ocorrem para as menores e maiores classes de índice de sítio, indicando viés negativo (Figura 4.3). Há também um aumento dos valores de MAD_{PRESS} para as menores e maiores classes de índice de sítio, apontando uma leve diminuição da precisão

(Figura 4.3). As variações das estatísticas MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} , com relação aos diferentes índices de sítio, foram menos expressivas do que com relação à idade (Figura 4.3).

FIGURA 4.4 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE COEFICIENTE DE VARIAÇÃO DOS DIÂMETROS E ÁREA BASAL, DO MODELO DE HARRISON_c, PARA RELAÇÃO HIPSONÔMETRICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

O modelo de Harrison_c apresenta viés (MD_{PRESS}) baixo para estimativa da altura total na maioria das classes de coeficiente de variação dos diâmetros (CV_d), exceto para as classes de 27 e 31%, que apresentaram viés negativo (Figura 4.4). Os valores de MAD_{PRESS} indicaram precisão semelhante para a maioria das classes de CV_d , exceto para a maior classe (Figura 4.4).

Quanto à área basal (G), o modelo de Harrison_c produziu estimativa de altura total com viés (MD_{PRESS}) baixo, exceto para a primeira classe de área basal, que apresenta viés positivo (Figura 4.4). Os valores de MAD_{PRESS} apontam menor

precisão das estimativas de altura total do modelo de Harrison_c para as maiores classes de área basal (Figura 4.4).

A função de Harrison_c, selecionada para estimativa de altura total (h) de *Pinus taeda*, ajustada com todo o conjunto de dados, incluindo os dados de ajuste e validação, é dada pela expressão 4.15. O ajuste, precisão e análise de resíduos dessa equação são apresentados no Apêndice 8.

$$h = 1,3 + \left\{ h_{dom} [1 - 0,86339e^{(-0,17538h_{dom})}] \left[1 - e^{\left(-c\left(\frac{d}{h_{dom}}\right)\right)} \right] \right\} \quad (\text{Expressão 4.15})$$

em que:

$$c = 0,30393 + 0,04328t + 0,02985S - 0,00512CV_d + 0,00340G;$$

h = altura total (m);

d = diâmetro à altura do peito (cm);

h_{dom} = altura das árvores dominantes da parcela (m);

t = idade do povoamento (ano);

S = índice de sítio (m). Altura dominante (h_{dom}) na idade de referência de 20 anos, estimada por meio da equação de índice de sítio desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Expressão 1.12);

CV_d = coeficiente de variação dos diâmetros da parcela (%);

G = área basal da parcela ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$);

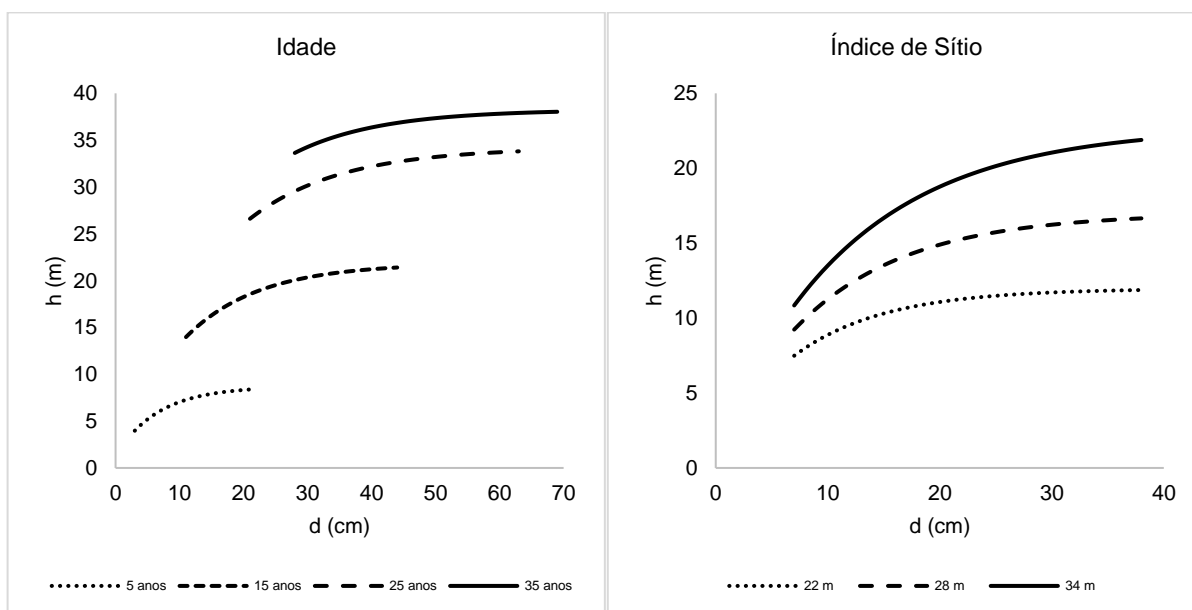
e = constante de Euler (2,718281829...).

Soares e Tomé (2002) também selecionaram a função de Harrison *et al.* (1986), porém com o coeficiente a função linear de variáveis do povoamento, para representar a relação hipsométrica de povoamentos de *Eucalyptus globulus* em Portugal. A combinação da constante aditiva 1,3 com o coeficiente a negativo (-0,86339) assegura uma assíntota próxima ao valor da altura dominante (h_{dom}), para a relação hipsométrica de *Pinus taeda* (Expressão 4.15). O coeficiente c indica a taxa de aumento da altura total (h) com o aumento do diâmetro à altura do peito (d), o qual é função linear da idade (t), índice de sítio (S), coeficiente de variação dos diâmetros das árvores da parcela (CV_d) e área basal da parcela (G). Tal propriedade permite retratar as diferenças da relação hipsométrica de *Pinus taeda*, sob efeito

dessas diversas variáveis do povoamento florestal (t , S , CV_d , G), bem como, aplicabilidade geral da equação.

A equação de relação hipsométrica (Expressão 4.15) foi utilizada para gerar estimativas das alturas totais (h) de árvores de *Pinus taeda*, de povoamentos de idades variando de 5 a 35 anos e de índices de sítio de 22, 28 e 34 m (Figura 4.5). Para as simulações da relação hipsométrica de povoamentos de *Pinus taeda* de diferentes idades, utilizou-se o índice de sítio médio (28 m) e valores médios de altura dominante (h_{dom}), CV_d , G , calculados com os dados desta pesquisa para cada idade analisada (Figura 4.5). As simulações do efeito da qualidade do sítio sobre a relação hipsométrica foi realizada para a idade de 10 anos, valores médios de CV_d e G , para essa classe de idade e valores de h_{dom} estimados por meio da equação de índice de sítio (Expressão 1.12) desenvolvida no capítulo 1 desta tese (Figura 4.5).

FIGURA 4.5 – EFEITO DA IDADE E ÍNDICE DE SÍTIO SOBRE A RELAÇÃO HIPSONÉTICA, REPRESENTADA POR MEIO DO MODELO DE HARRISON_c, PARA *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Em povoamentos florestais de *Pinus taeda* mais jovens, a relação hipsométrica apresentou tendência mais ascendente e curvilínea; entretanto, com o aumento da idade, tornou-se menos ascendente e curvilínea (Figura 4.5). Barros *et al.* (2002) relataram exatamente o mesmo comportamento, ao analisar a relação hipsométrica em povoamentos de *Pinus oocarpa* desbastados, com idades de 5 a 25

anos. Cardoso *et al.* (1989) também encontraram tendências semelhantes da relação hipsométrica para povoamentos de *Pinus taeda* de diferentes idades, no centro e sudoeste do estado do Paraná. Embora tenha-se utilizado intervalos fixos de 5 anos, para retratar o efeito da idade sobre a relação hipsométrica de *Pinus taeda*, verifica-se a diminuição da distância entre as curvas da altura nas idades mais avançadas (Figura 4.5). Loetsch *et al.* (1973) explicaram que, uma vez que um povoamento florestal atinge certa idade, o crescimento em diâmetro e em altura reduzirá drasticamente, fazendo com que as mudanças na curva da relação hipsométrica se tornem muito pequenas em idades avançadas.

Em povoamentos florestais com melhor qualidade de sítio, a relação hipsométrica apresentou curvas mais íngremes e com maiores assíntotas do que nos sítios de pior qualidade (Figura 4.5). Cardoso *et al.* (1989) e Bartoszeck *et al.* (2004) reportaram curvas de altura mais íngremes para sítios de melhor qualidade, em povoamentos de *Pinus taeda* e *Mimosa scabrella* Bentham, no estado do Paraná.

4.4 CONCLUSÕES

A função de Harrison *et al.* (1986), com seu coeficiente c função linear da idade (t), índice de sítio (S), coeficiente de variação dos diâmetros das árvores da parcela (CV_d) e área basal da parcela (G), foi a mais adequada para representar a relação hipsométrica de povoamentos de *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina.

A função de Harrison *et al.* (1986), com o coeficiente c função linear de variáveis do povoamento florestal, apresentou tendência de aumento do viés e diminuição da precisão para as maiores classes de idade. Quanto ao sítio florestal, a relação hipsométrica originada pela função de Harrison *et al.* (1986) apresentou menor viés e maior precisão para as classes intermediárias.

O ajuste da função de Harrison *et al.* (1986), com o coeficiente c função linear de variáveis do povoamento florestal, permitiu o desenvolvimento de uma equação de relação hipsométrica com bom desempenho estatístico, consistência biológica e aplicabilidade geral. Ao aliar essas características, a técnica utilizada neste estudo apresenta caráter inovador, quando comparada às equações de relação hipsométrica comumente utilizadas no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALEGRIA, C. M. M. **Estudo da dinâmica do crescimento e produção dos povoamentos naturais de pinheiro bravo na região de Castelo Branco**. 498 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 2004.
- ALEGRIA, C.; TOMÉ, M. A tree distance-dependent growth and yield model for naturally regenerated pure uneven-aged maritime pine stands in central inland of Portugal. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 70, n. 3, p. 261-276, 2013.
- ARABATZIS, A. A.; BURKHART, H. E. An evaluation of sampling methods and model forms for estimating height-diameter relationships in loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 83, n. 1, p. 192-198, 1992.
- ARNEY, J. D. A modeling strategy for the growth projection of managed stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 15, n. 3, p. 511-518, 1985.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 5 ed. New York: McGraw-Hill, 2002. 456 p.
- BARROS, D. A. de; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 3-28, 2002.
- BARTOSZECK, A. C. P. S. **Evolução da relação hipsométrica e da distribuição diamétrica em função dos fatores idade, sítio e densidade inicial em bracatingais da região metropolitana de Curitiba**. 214 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2000.
- BARTOSZECK, A. C. P. S; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. de. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 4, p. 517-533, 2004.
- BARTOSZECK, A. C. P. S; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. de. Modelagem da relação hipsométrica para bracatingais da região metropolitana de Curitiba – PR. **Floresta**, Curitiba, v. 32, n. 2, p. 189-204, 2002.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z. do; SILVA FILHO, D. F. da. **Quantificação de recursos florestais: árvores, arvoredos e florestas**. São Paulo: Oficinas de Textos, 2014. 384 p.
- BURKHART, H. E.; FARRAR, K. D.; AMATEIS, R. L.; DANIELS, R. F. **Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas**. Blacksburg: Virginia Tech – Department of Forestry, 2001. 28 p.

CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.

CALDEIRA, M. V. W.; SCHUMACHER, M. V.; SCHEEREN, L. W.; BARICHELO, L. R.; WATZLAWICK, L. F. Relação hipsométrica para *Acacia mearnsii* com diferentes idades. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 57-68, 2002.

CAO, Q. V. Annual tree growth predictions based on periodic measurements. In: IUFRO SYMPOSIUM ON STATISTICS AND INFORMATION TECHNOLOGY IN FORESTRY, 2002, Blacksburg. **Anais...** Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 2002. p. 7-13.

CARDOSO, D. J.; MACHADO, S. A.; ROSOT, N. C.; EMERENCIANO, D. B. Avaliação da influência dos fatores idade e sítio na relação hipsométrica para *Pinus taeda* nas regiões central e sudoeste do estado do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 19, n. 1, p. 96-115, 1989.

CASTRO, R. V. O. **Modelagem do crescimento em nível de árvores individuais utilizando redes neurais e autômatos celulares**. 80 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York: John Wiley and Sons, 1983. 333 p.

CONDÉS, S.; STERBA, H. Comparing an individual tree growth model for *Pinus halepensis* Mill. in the Spanish region of Murcia with yield tables gained from the same area. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 127, n. 3, p. 253-261, 2008.

COUTO, H. T. Z. do; BASTOS, N. L. M. Modelos de equações de volume e relações hipsométricas para plantações de *Eucalyptus* no estado de São Paulo. **IPEF**, Piracicaba, n. 37, p. 33-44, 1987.

CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 11, p. 1965-1974, 2010.

CURTIS, R. O. Height-diameter and height-diameter-age equations for second-growth douglas-fir. **Forest Science**, Bethesda, v. 13, n. 4, p. 365-375, 1967.

FARR, W. A.; JOHNSON, R. R. Comparison of some individual-tree height-increment models for western hemlock and sitka spruce in southeast Alaska. In: EK, A. R.; SHIFLEY, S. R.; BURK, T. E. **Forest growth modelling and prediction**. Saint Paul: USDA Forest Service, 1988. p. 184-191.

FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; KOHLER, S. V.; VERUSSA, A. A.; CHIQUETTO, A. L. Evolution of the hypsometric relationship in *Araucaria angustifolia* plantations in the mid-south region of Paraná state. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 3, p. 347-357, 2010.

GOES, F. A. **Modelação do crescimento da árvore individual de *Eucalyptus globulus* Labill.** 57 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Gestão da Informação) – Instituto Superior de Estatística e Gestão da Informação, Universidade Nova de Lisboa, Lisboa, 2012.

HAMILTON Jr., D. A.; REHFELDT, G. E. Using individual tree growth projection models to estimate stand-level gains attributable to genetically improved stock. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 68, n. 2-3, p. 189-207, 1994.

HARRISON, W. C.; BURK, T. E.; BECK, D. E. Individual tree basal area increment and total height equations for appalachian mixed hardwoods after thinning. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 10, n. 2, p. 99-104, 1986.

HASENAUER, H.; MONSERUD, R. A.; GREGOIRE, T. G. Using simultaneous regression techniques with individual-tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 87-95, 1998.

HUANG, S.; TITUS, S. J. An individual tree height increment model for mixed white spruce-aspen stands in Alberta, Canada. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 123, n. 1, p. 41-53, 1999.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.

HUEBSCHMANN, M. M.; GERING, L. R.; LYNCH, T. B.; BITOKI, O.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for uneven-aged shortleaf pine stands. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 24, n. 2, p. 112-120, 2000.

HYNYNEN, J.; BURKHART, H. E.; ALLEN, H. L. Modeling tree growth in fertilized midrotation loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 107, n. 1-3, p. 213-229, 1998.

HYNYNEN, J. Predicting the growth response to thinning for scots pine stands using individual-tree growth models. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 29, n. 3, p. 225-246, 1995.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

JUMA, R.; PUKKALA, T.; MIGUEL, S. de; MUCHIRI, M. Evaluation of different approaches to individual tree growth and survival modelling using data collected at irregular intervals – a case study for *Pinus patula* in Kenya. **Forest Ecosystems**, London, v. 1, p. 14(13), 2014.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

LEDUC, D.; GOELZ, J. A height-diameter curve for longleaf pine plantations in the Gulf Coastal Plain. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 33, n. 4, p. 164-170, 2009.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory**. 2 v. München: BLV Verlagsgesellschaft, 1973. 469 p.

LYNCH, T. B.; HITCH, K. L.; HUEBSCHMANN, M. M.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for even-aged natural shortleaf pine forests. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 23, n. 4, p. 203-211, 1999.

LYNCH, T. B.; MURPHY, P. A. A compatible height prediction and projection system for individual trees in natural, even-aged shortleaf pine stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 194-209, 1995.

MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual-tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.

MACHADO, S. A.; BAILEY, R. L.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JÚNIOR, V. G. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliottii* no estado do Paraná. **Cerne**, Lavras, v. 1, n. 1, p. 5-12, 1994.

MACHADO, S. A.; BARROS, D. A. de; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W. The effects of successive thinnings on the hypsometric function for *Pinus oocarpa* stands. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 2, p. 397-406, 2011.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos**. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

MIRANDA, R. O. V. de. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de *Pinus taeda* L.** 168 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

MURPHY, P. A.; GRANEY, D. L. Individual-tree basal area growth, survival, and total height models for upland hardwoods in the Boston Mountains of Arkansas. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 22, n. 3, p. 184-192, 1998.

MYERS, R. H. **Classical and modern regression with applications**. Boston: Duxbury Press, 1986. 359 p.

NUNES, L. F. S. T. **Modelo para a predição de indicadores de gestão florestal sustentável em povoamentos de pinheiro bravo em Portugal**. 177 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal e dos Recursos Naturais) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 2011.

NUNES, L.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Prediction of annual tree growth and survival for thinned and unthinned even-aged maritime pine stands in Portugal from data with different time measurement intervals. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 262, n. 8, p. 1491-1499, 2011.

PALAHÍ, M.; GRAU, J. M. Preliminary site index model and individual-tree growth and mortality models for black pine (*Pinus nigra* Arn.) in Catalonia (Spain). **Forest Systems**, Madrid, v. 12, n. 1, p. 137-148, 2003.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; KASIMIADIS, D.; POIRAZIDIS, K.; PAPAGEORGIOU, A. C. Modelling site quality and individual-tree growth in pure and mixed *Pinus brutia* stands in north-east Greece. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 65, n. 5, p. 501 (14), 2008.

PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; MIINA, J.; MONTERO, G. Individual-tree growth and mortality models for scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in north-east Spain. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 60, n. 1, p. 1-10, 2003.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance: an example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 670-679, 1993.

PAULO, J. A.; TOMÉ, M. An individual tree growth model for juvenile cork oak stands in southern Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 17, n. 1, p. 27-38, 2009.

RAMMIG, A.; BEBI, P.; BUGMANN, H.; FAHSE, L. Adapting a growth equation to model tree regeneration in mountain forests. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 126, n. 1, p. 49-57, 2007.

RITCHIE, M. W.; HAMANN, J. D. Individual-tree height-, diameter- and crown-width increment equations for young Douglas-fir plantations. **New Forests**, Dordrecht, v. 35, n. 2, p. 173-186, 2008.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; ROGRIGUES, A. L.; WATZLAWICK, L. F. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 3 ed. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora, 2014. 406 p.

SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v. 81, n. 1, p. 13-31, 2008.

SOARES, P. **Modelação do crescimento da árvore em eucaliptais em 1ª rotação localizados nas regiões Norte e Centro Litoral**. 369 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1999.

SOARES, P.; TOMÉ, M. Height-diameter equation for first rotation eucalypt plantations in Portugal. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, n. 1-3, p. 99-109, 2002.

SOARES, T. S.; SCOLFORO, J. R. S.; FERREIRA, S. O.; MELLO, J. M. de. Uso de diferentes alternativas para viabilizar a relação hipsométrica no povoamento florestal. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 845-854, 2004.

STAGE, A. R. **Prognosis model for stand development**. Ogden: USDA Forest Service, 1973. 40 p. (Research Paper INT - 137)

TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. da. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.

TOMÉ, M. M. B. B. T. **Modelação do crescimento da árvore individual em povoamentos de *Eucalyptus globulus* Labill. (1ª rotação) região Centro de Portugal**. 277 f. Tese (Doutorado em Engenharia Silvícola) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1988.

TOMÉ, M.; RIBEIRO, F.; FAIAS, S. Relação hipsométrica geral para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 15, n. 1, p. 41-55, 2007.

TRASOBARES, A.; TOMÉ, M.; MIINA, J. Growth and yield model for *Pinus halepensis* Mill. in Catalonia, north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 203, n. 1-3, p. 49-62, 2004.

TROREY, L. G. A mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 8, n. 2, p. 121-132, 1932.

WEISKITTEL, A. R.; GARBER, S. M.; JOHNSON, G. P.; MAGUIRE, D. A.; MONSERUD, R. A. Annualized diameter and height growth equations for Pacific Northwest plantation-grown Douglas-fir, western hemlock, and red alder. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 250, n. 3, p. 266-278, 2007.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

WILSON, F. G. Control of growing stock in even-aged stands of conifers. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 49, n. 10, p. 692-695, 1951.

CAPÍTULO 5 – EQUAÇÃO DE VOLUME E DE AFILAMENTO DO TRONCO PARA *Pinus taeda* L. DE DIVERSAS CLASSES DE IDADE, NA REGIÃO MEIO OESTE DO ESTADO DE SANTA CATARINA

RESUMO

Este capítulo teve como objetivo desenvolver equações de volume e afilamento do tronco de *Pinus taeda* L., com e sem casca, de aplicabilidade extensiva a diversas classes de idade. Os dados são provenientes de 631 árvores de *Pinus taeda*, com idades variando de 4 a 31 anos, de diversos povoamentos distribuídos em vários municípios da região Meio Oeste do estado de Santa Catarina. Os diâmetros ao longo do tronco foram medidos em posições relativas à altura total da árvore e os volumes calculados por meio do método de Smalian. Foram testados os modelos volumétricos de Näslund Modificado, Péllico Netto, Schumacher e Hall, Spurr e Tomé e os modelos de afilamento de Biging, Schöpfer e Kozak. Os modelos foram ajustados em suas formulações simples e com seus coeficientes função linear da idade das árvores, por meio dos procedimentos PROC NLIN e PROC REG do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, para modelos não lineares e lineares, respectivamente. Os modelos foram selecionados de acordo com coeficiente de determinação ajustado ($R_{aj.}^2$), erro padrão relativo ($syx\%$), média das diferenças (MD) e análise dos resíduos studentizados. O modelo de melhor desempenho selecionado foi submetido à validação e comparação entre sua formulação simples e com os coeficientes função linear da idade. O modelo de Schumacher e Hall variando o coeficiente c conforme a idade apresentou as estimativas de volume com casca mais precisas e com menor viés, enquanto este mesmo modelo variando o coeficiente b foi selecionado para estimativa do volume sem casca. O modelo de afilamento de Schöpfer apresentou o melhor desempenho para estimar os diâmetros com e sem casca, ao longo do fuste. Não houve diferenças expressivas de precisão e exatidão entre as estimativas do modelo de Schöpfer simples e com os coeficientes função linear da idade, selecionando-se então, sua formulação simples. A inclusão de coeficientes função linear da idade no modelo de Schumacher e Hall contribui para a maior precisão e exatidão das estimativas de volume com casca e sem casca. Por outro lado, o mesmo não se verifica para o modelo de afilamento de Schöpfer para estimativas de diâmetros com e sem casca ao longo do fuste de *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina.

Palavras-chave: Modelos volumétricos. Modelos de perfil do tronco. Ajuste de equações simultâneas.

CHAPTER 5 – VOLUME EQUATION AND STEM TAPER EQUATION FOR *Pinus taeda* L. OF SEVERAL AGE CLASSES, IN THE MIDDLE WEST REGION, SANTA CATARINA STATE, BRAZIL

ABSTRACT

The aim of this chapter was to develop volume equations and taper equations for *Pinus taeda* L., inside and outside bark, with extensive applicability to several age classes. Data came from 631 trees of *Pinus taeda*, with ages ranging from 4 to 31 years, of different stands distributed in several counties of the Middle West region of Santa Catarina State, Brazil. The diameters throughout the stem were measured at relative positions of the tree total height and the volumes were calculated by Smalian method. The volume models of Näslund Modified, Péllico Netto, Schumacher & Hall, Spurr and Tomé, and the taper models from Biging, Schöpfer and Kozak were tested. These models were fitted in their simple formulation and with their coefficients linear function of the stand age, through PROC NLIN and PROC REG procedures of the SAS® *University Edition* software, for nonlinear models and linear models, respectively. The models were selected according to the adjusted coefficient of determination (R_{aj}^2), relative standard error ($syx\%$), mean of differences (MD) and analysis of studentized residuals. The best performing model was submitted to validation and comparison between its simple formulation and the formulation with the coefficients linear function of the age. Schumacher & Hall model with coefficient c linear function of the age presented the most precise and lowest bias estimates of outside bark volume, whereas this same model with coefficient b linear function of the age was selected to estimate inside bark volume. Schöpfer taper model presented the best performance to estimate the diameters inside and outside bark, throughout the stem. As there were no substantial differences in accuracy and precision of the estimates between the simple formulation of Schöpfer model and with its coefficients linear function of the age, its simple formulation was selected. The inclusion of coefficients linear function of the age in the Schumacher & Hall model contributes to improve the accuracy and precision of inside and outside bark volume estimates. On the other hand, the same is not verified for the Schöpfer taper model to estimate diameters inside and outside bark, throughout the stem of *Pinus taeda*, in the Middle West region, Santa Catarina State, Brazil.

Key words: Volume models. Stem taper models. Fitting of simultaneous equations.

5.1 INTRODUÇÃO

A quantidade de madeira, de produtos madeireiros ou a produção madeireira de árvores e florestas é, tradicionalmente, medida pela grandeza volume (BATISTA *et al.*, 2014). Sendo assim, a obtenção de informação sobre o volume das árvores é, na maioria das vezes, a principal finalidade dos inventários florestais, principalmente quando se trata de povoamentos florestais para fins comerciais (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009). O volume constitui uma das informações de maior importância para o conhecimento do potencial disponível em um povoamento florestal, considerando que o volume individual fornece subsídios para a avaliação do estoque de madeira e análise do potencial produtivo das florestas (MACHADO *et al.*, 2002; THOMAS *et al.*, 2006).

Geralmente, a medição do volume das árvores é obtida de maneira destrutiva, ou seja, requer a derrubada da árvore, seu desgalhamento, o corte do tronco e a separação de seus componentes, como as toras de diferentes diâmetros, galhos grossos e finos e a folhagem (BATISTA *et al.*, 2014). Dessa forma, a medição dos volumes de todas as árvores de uma floresta é, muitas vezes, impraticável e, quase sempre, inventariada por amostragem (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2009).

De acordo com Prodan *et al.* (1997) e Avery e Burkhart (2002), a dificuldade da mensuração direta do volume mediante o procedimento de cubagem rigorosa, torna conveniente a utilização de expressões matemáticas que, baseadas em uma amostra objetivamente selecionada e cuidadosamente medida, permitam estimar o volume das árvores por meio de medições mais simples. Na engenharia florestal, essas expressões matemáticas são denominadas equações de volume e, conforme Machado *et al.* (2008), relacionam uma variável de difícil obtenção, neste caso o volume, com variáveis mais facilmente mensuráveis e, consequentemente, mais baratas como o diâmetro à altura do peito, a altura total e alguma medida que expresse a forma da árvore, embora esta última não seja muito empregada.

Existe uma relação funcional entre as variáveis volume, diâmetro à altura do peito, altura total e forma de uma árvore. Sendo assim, é de grande interesse examinar os efeitos que o diâmetro, a altura e a forma exercem sobre o volume, representar, simplificada, a relação entre essas variáveis por meio de uma função matemática e pesquisar o efeito de outras variáveis sobre o volume de uma

árvore. Tais relações têm sido estudadas por meio da técnica estatística da análise de regressão (PÉLLICO NETTO, 1980; DRAPER e SMITH, 1998; MACHADO *et al.*, 2008; SANQUETTA *et al.*, 2014), a qual deve ser a mais amplamente utilizada técnica estatística (MONTGOMERY *et al.*, 2006).

O emprego de equações de volume, desenvolvidas por meio de análise de regressão, é a maneira mais usual de se realizar a estimativa do volume de árvores individuais (MACHADO *et al.*, 2002; BATISTA *et al.*, 2014). Entretanto, o volume de madeira de uma árvore depende, em última análise, do uso que se dará para ela. O volume útil de madeira de uma árvore, quando se pretende produzir madeira serrada, será diferente do volume útil, quando se pretende utilizá-la como lenha (BATISTA *et al.*, 2014). Dessa forma, o volume de madeira de uma árvore depende de sua classe de utilização, ou sortimento.

Quando disponíveis os volumes por sortimento de um povoamento florestal, é possível planejar a venda da madeira de forma otimizada, visando maior valorização pelo mercado consumidor e maximizando os lucros. Os modelos de afilamento, que permitem estimar volumes de madeira para quaisquer sortimentos, possibilitam que o planejamento da produção, da logística de transporte e comercialização, seja feito em função do sortimento, contabilizado em número de toras destinadas a cada produto específico (ASSIS *et al.*, 2001; ASSIS *et al.*, 2002), além de constituírem ferramenta importante para a gestão da informação em empresas florestais (EISFELD *et al.*, 2004).

A estimativa de volumes de árvores, quer total ou por sortimento, tem sido exaustivamente pesquisada no Brasil, há tempos (PÉLLICO NETTO, 1980; AHRENS e HOLBERT, 1981). Usualmente, o desenvolvimento de equações de volume e de afilamento se restringe a uma única espécie (FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 1996; SCHNEIDER *et al.*, 1996; DRESCHER *et al.*, 1999; EISFELD *et al.*, 2004; FIGUEIREDO *et al.*, 2006; LEITE *et al.*, 2006; THOMAS *et al.*, 2006; SOUZA *et al.*, 2008; MIGUEL *et al.*, 2011; PELISSARI *et al.*, 2011; FAVALESSA *et al.*, 2012a; FAVALESSA *et al.*, 2012b; MELO *et al.*, 2013; SILVESTRE *et al.*, 2014), classe de idade (MACHADO *et al.*, 2002; MACHADO *et al.*, 2004; QUEIROZ *et al.*, 2006; KOHLER *et al.*, 2013; TÉO *et al.*, 2013; FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2014a), regime de manejo (MACHADO *et al.*, 2002; MACHADO *et al.*, 2004), qualidade de sítio (FISCHER *et al.*, 2001), região de estudo (FISCHER *et al.*, 2001; MENDONÇA *et al.*, 2007; LANSSANOVA *et al.*, 2013) e, até mesmo, classes de diâmetro (ASSIS *et al.*,

2001; ASSIS *et al.*, 2002; EISFELD *et al.*, 2008; MACHADO *et al.*, 2008), classes de altura (EISFELD *et al.*, 2008) e classes de forma (SOUZA *et al.*, 2012; DAVID *et al.*, 2014). Conforme Figueiredo Filho *et al.* (2014b), é recomendável que essas equações sejam utilizadas para conjuntos de dados dentro das mesmas condições.

Visando desenvolver equações de volume com maior aplicabilidade, Rufini *et al.* (2010) e Martins *et al.* (2015) realizaram o teste de identidade de modelos, com o propósito de avaliar a possibilidade de uma única equação de volume ser utilizada para diversas regiões. Ao final de seu estudo, Rufini *et al.* (2010) recomendaram uma única equação volumétrica para árvores do Cerrado *Sensu Stricto*, para duas, das três regiões estudadas, no estado de Minas Gerais. Martins *et al.* (2015) recomendaram uma única equação volumétrica para *Eucalyptus* sp., para quatro dos sete municípios da área de estudo. Queiroz *et al.* (2008), utilizando o teste de identidade de modelos, desenvolveram uma equação de afilamento para bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth) de diferentes classes de idade.

Por outro lado, Tomé *et al.* (2007) recorreram ao ajuste de equações de volume e afilamento para *Eucalyptus globulus* Labill., em que os parâmetros foram expressos como combinações lineares de idade do povoamento, densidade de plantio, índice de sítio e variáveis indicadoras da rotação, talhadia e regiões climaticamente homogêneas de Portugal, visando assegurar a aplicabilidade extensiva das equações desenvolvidas.

No mesmo sentido, este estudo tem por objetivo desenvolver equações de volume e de afilamento do tronco de árvores de *Pinus taeda* L., com e sem casca, de aplicabilidade extensiva a diversas classes de idade, na região Meio Oeste de Santa Catarina.

5.2 MATERIAL E MÉTODOS

Esta pesquisa foi realizada em povoamentos de *Pinus taeda* pertencentes à empresa Juliana Florestal Ltda., associada à FRAME Madeiras Especiais Ltda., sediada em Caçador, Santa Catarina. Além de Caçador, a área de estudo compreende os municípios de Calmon, Lebon Régis, Macieira, Rio das Antas, Santa Cecília e Timbó Grande.

Segundo a classificação de Köppen, na região de estudo ocorre o clima tipo Cfb, isto é, temperado úmido com geadas severas, temperatura média do mês mais

quente inferior a 22°C e nos meses de inverno entre 6 e 8°C (CALDATO *et al.*, 1999). Conforme informações meteorológicas da Estação Experimental de Caçador, a temperatura média anual é de 16,5°C, precipitação média anual de 1.608 mm, umidade relativa do ar média anual de 77% e ocorrência de 26 geadas por ano, em média (KURASZ, 2005). A vegetação original da região de estudo é a Floresta Ombrófila Mista, principalmente em sua formação Floresta Ombrófila Mista Montana. Na região deste estudo, *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. está associada à imbuia (*Ocotea porosa* [Ness e Mart.] Barroso), formando agrupamentos bem característicos (IBGE, 2012). Os principais solos da área de estudo são Cambissolos háplicos, com grande variação de profundidade e drenagem variando de acentuada à imperfeita e Nitossolos brunos de textura argilosa ou muito argilosa, moderadamente ácidos (IBGE, 2007).

Os dados são provenientes de 631 árvores de *Pinus taeda*, com idades variando de 4 a 31 anos, de diversos povoamentos distribuídos na área de estudo. Desse total, foram coletados dados de espessura de casca de 519 árvores, as quais foram derrubadas para a realização do procedimento de cubagem. As 112 árvores restantes tiveram somente os seus diâmetros com casca medidos ao longo do fuste, utilizando de maneira combinada o Criterion RD 1000 e o TruPulse 200B (Figura 5.1 A, B e C), que permitiram a obtenção de medições para o procedimento de cubagem de maneira não destrutiva, ou seja, sem a derrubada das árvores. Tais equipamentos foram utilizados visando a diminuição do número de árvores derrubadas, reduzindo, assim, os custos da coleta de dados para volumetria das árvores de *Pinus taeda*.

Para as 519 árvores de *Pinus taeda* derrubadas, foram tomadas medições de diâmetro com casca e espessura de casca a 0,5%, 1%, 5%, 10%, 15%, 20%, 25%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 95% da altura total da árvore. Para as 112 árvores medidas em pé, com o Criterion RD 1000 e o TruPulse 200B, os diâmetros com casca foram tomados nas mesmas posições relativas à altura total da árvore, até, no mínimo, 70%. O cálculo dos volumes das seções foi efetuado utilizando-se a fórmula de Smalian e o volume da ponta foi obtido por meio da fórmula do volume do cone, conforme descrito em Machado e Figueiredo Filho (2009). Os volumes das árvores foram calculados desconsiderando-se o toco, sendo que para as árvores mensuradas em pé, foi considerada a altura de toco média de 0,1 m.

FIGURA 5.1 – A: ILUSTRAÇÃO DO CRITERION RD 1000. B: ILUSTRAÇÃO DO TRUPULSE 200B. C: ILUSTRAÇÃO DA UTILIZAÇÃO COMBINADA DO CRITERION RD 1000 E DO TRUPULSE 200B.



FONTE: Adaptado de www.lasertech.com e www.forestry-suppliers.com.

A distribuição das 631 árvores de *Pinus taeda* cubadas, nas diferentes idades, bem como os valores de diâmetro médio (\bar{d}), diâmetro máximo ($d_{m\acute{a}x}$), diâmetro mínimo ($d_{m\acute{i}n}$), altura média (\bar{h}), altura máxima ($h_{m\acute{a}x}$) e mínima ($h_{m\acute{i}n}$) encontram-se na Tabela 5.1.

TABELA 5.1 – DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO, ALTURA TOTAL E NÚMERO DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., CUBADAS POR CLASSE DE IDADE NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Idade (ano)	n	\bar{d} (cm)	$d_{m\acute{a}x}$ (cm)	$d_{m\acute{i}n}$ (cm)	\bar{h} (m)	$h_{m\acute{a}x}$ (m)	$h_{m\acute{i}n}$ (m)
4	30	8,60	14,50	3,90	5,28	7,40	3,10
5	63	12,80	21,00	3,70	7,65	10,20	3,37
6	89	13,43	23,00	2,90	8,37	12,70	4,08
7	60	15,19	23,10	3,90	9,77	12,80	5,10
8	30	16,25	26,00	4,00	12,41	16,25	5,17
9	30	19,66	32,00	7,70	13,98	16,80	7,90
10	59	19,69	32,50	6,00	14,71	17,80	8,30
11	30	19,60	31,70	8,20	14,81	18,80	9,22
12	39	23,53	35,50	12,50	18,57	22,60	14,90
14	29	23,95	36,92	13,37	18,88	21,70	15,80
16	23	22,99	37,56	15,60	19,45	22,30	16,20
18	37	28,07	48,06	15,92	23,38	30,20	17,30
21	65	35,00	49,97	21,65	28,98	33,00	21,50
26	13	26,98	43,90	17,50	27,69	29,50	25,00
27	12	29,31	38,83	21,96	28,87	32,80	25,40
30	12	35,83	51,80	22,60	29,23	32,00	27,30
31	10	32,60	44,20	25,10	31,08	35,00	25,00

FONTE: O autor (2017).

Foram formados quatro conjuntos de dados: I) o primeiro com 631 observações em nível de árvores, para desenvolvimento da equação de volume com casca; II) o segundo com 519 observações em nível de árvore, para desenvolvimento da equação de volume sem casca; III) o terceiro compreende 10.489 observações em nível de seção, para desenvolver a equação de afilamento em diâmetro com casca; IV) por fim, o quarto conjunto de dados compreende 8.823 observações em nível de seção, para desenvolver a equação de afilamento em diâmetro sem casca.

Primeiramente, foi feito ajuste de diversos modelos de volume e de afilamento nas suas formas simples, com objetivo de verificar os dados e os modelos candidatos de melhor desempenho (Quadro 5.1).

QUADRO 5.1 – MODELOS DE VOLUME E AFILAMENTO TESTADOS PARA ESTIMATIVA DE VOLUME E DIÂMETROS, COM E SEM CASCA, DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L.

Denominação/Autor	Modelo
Modelos de volume	
Näslund (1947) Modificado	$v = a + b d^2 h + c d h^2 + f h^2$
Péllico Netto (1986)	$v = h(a + b d + c d^2)$
Schumacher e Hall (1933)	$v = a d^b h^c$
Spurr (1952)	$v = a + b d^2 h$
Tomé (1990)	$v = a + b d^2 h + c d h^2$
Modelos de Afilamento	
Biging (1984)	$d_i = d \left[a + b \ln \left(1 - \left(\frac{h_i}{h} \right)^{\frac{1}{c}} \left(1 - e^{-\frac{a}{b}} \right) \right) \right]$
Kozak <i>et al.</i> (1969)	$d_i = d \left[a + b \left(\frac{h_i}{h} \right) + c \left(\frac{h_i}{h} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$
Schöpfer (1966)	$d_i = d \left[a + b \left(\frac{h_i}{h} \right) + c \left(\frac{h_i}{h} \right)^2 + f \left(\frac{h_i}{h} \right)^3 + g \left(\frac{h_i}{h} \right)^4 + m \left(\frac{h_i}{h} \right)^5 \right]$

FONTE: Adaptado de PÉLLICO NETTO (1980), PÉLLICO NETTO (1986) e TOMÉ *et al.* (2007).

NOTA: v = volume individual, com e sem casca (m^3); d = diâmetro à altura do peito com casca (cm); h = altura total (m); d_i = diâmetro na altura h_i do fuste da árvore, com e sem casca (cm); h_i = altura na posição i do fuste da árvore (m); a, b, c, f, g, m = coeficientes a serem estimados; \ln = logaritmo natural; $e = 2,718281829...$

Os ajustes dos modelos foram feitos por meio dos procedimentos PROC NLIN e PROC REG do aplicativo computacional SAS® *University Edition*, para modelos não lineares e lineares, respectivamente (Apêndice 9). Todos os modelos de volume e afilamento foram ajustados em suas formas simples, conforme apresentados no Quadro 5.1, e com seus coeficientes como função linear da idade, por meio do ajuste de equações simultâneas, como mostrado nas expressões 5.1,

5.2 e 5.3, para o modelo volumétrico de Schumacher e Hall (1933), respectivamente para os coeficientes a , b e c como função linear da idade.

$$v = a d^b h^c, \text{ em que: } a = a_0 + a_1 t \quad (\text{Expressão 5.1})$$

$$v = a d^b h^c, \text{ em que: } b = b_0 + b_1 t \quad (\text{Expressão 5.2})$$

$$v = a d^b h^c, \text{ em que: } c = c_0 + c_1 t \quad (\text{Expressão 5.3})$$

em que:

v = volume individual, com e sem casca (m^3);

d = diâmetro à altura do peito com casca (cm);

h = altura total (m);

$a, a_0, a_1, b, b_0, b_1, c, c_0, c_1$ = coeficientes a serem estimados;

t = idade (ano).

Numa primeira fase, foi selecionado o modelo de melhor desempenho por meio dos critérios: coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) (Expressão 5.4), erro padrão relativo ($syx\%$) (Expressão 5.5), média das diferenças (MD) (Expressão 5.6) e análise dos resíduos studentizados (Expressão 5.7).

$$R^2_{aj.} = 1 - \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right) * \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \right] \quad (\text{Expressão 5.4})$$

$$syx\% = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}} * 100 \quad (\text{Expressão 5.5})$$

$$MD = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n} \quad (\text{Expressão 5.6})$$

$$r_i = \frac{e_i}{s\sqrt{(1-h_{ii})}} \quad (\text{Expressão 5.7})$$

em que:

Y_i = variável dependente observada;

\hat{Y}_i = variável dependente estimada;

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações;

p = número de coeficientes do modelo;

e_i = erro ou resíduo ($Y_i - \hat{Y}_i$);

$$s = \text{m\u00e9dia quadr\u00e1tica dos res\u00edduos} \left(\sqrt{\sum_{i=1}^n e_i^2 / (n - p)} \right);$$

$h_{ii} = i$ -\u00e9simo elemento da matriz HAT .

Foi realizada an\u00e1lise gr\u00e1fica dos res\u00edduos studentizados sobre a vari\u00e1vel dependente estimada (\hat{Y}_i), almejando-se distribui\u00e7\u00e3o de res\u00edduos uniforme, com aus\u00eancia de padr\u00f5es. A verifica\u00e7\u00e3o da heterocedasticidade foi realizada por meio da an\u00e1lise visual dos gr\u00e1ficos de res\u00edduos, buscando identificar o padr\u00e3o de “cone”, com a nuvem de res\u00edduos alargando-se para a direita, que indica que a vari\u00e2ncia dos res\u00edduos \u00e9 fun\u00e7\u00e3o crescente de \hat{Y}_i (MYERS, 1986; DRAPER e SMITH, 1998; MONTGOMERY *et al.*, 2006). Uma vez detectada heterocedasticidade da distribui\u00e7\u00e3o de res\u00edduos studentizados, do modelo resultante do ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ordin\u00e1rios, procedeu-se o ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ponderados. As pondera\u00e7\u00f5es testadas inclu\u00edram diversas transforma\u00e7\u00f5es e combina\u00e7\u00f5es das vari\u00e1veis di\u00e2metro \u00e0 altura do peito (d), altura total (h) e idade (t) ($\ln d$, d^{-1} , $\ln h$, h^{-1} , h^2 , d^2h , $\ln t$, t^{-1} , t^2), conforme Parresol (1993), o qual assume que a vari\u00e2ncia dos res\u00edduos \u00e9 fun\u00e7\u00e3o exponencial de m\u00faltiplas vari\u00e1veis explicativas do modelo, bem como suas transforma\u00e7\u00f5es e combina\u00e7\u00f5es. Para verificar se os res\u00edduos studentizados apresentavam distribui\u00e7\u00e3o normal, foi efetuada a representa\u00e7\u00e3o gr\u00e1fica desses valores ordenados crescentemente, sobre os quantis te\u00f3ricos da distribui\u00e7\u00e3o normal. Uma vez constatada a distribui\u00e7\u00e3o n\u00e3o normal dos res\u00edduos studentizados, efetuou-se o ajuste pelo m\u00e9todo dos m\u00ednimos quadrados ponderados, com pondera\u00e7\u00f5es atribu\u00eddas aos res\u00edduos studentizados excedentes ao intervalo ± 2 , conforme m\u00e9todo de Huber (1964), recomendado por Myers (1986).

O modelo de melhor desempenho, selecionado nessa primeira fase, tanto em sua forma simples, como com seus coeficientes fun\u00e7\u00e3o linear da idade, foi submetido \u00e0 valida\u00e7\u00e3o, recorrendo-se aos res\u00edduos PRESS ($e_{i,-i}$) (Express\u00e3o 5.8). O res\u00edduo PRESS \u00e9 calculado subtraindo-se da vari\u00e1vel dependente observada (Y_i) o valor da vari\u00e1vel dependente estimada pelo modelo ajustado sem a observa\u00e7\u00e3o i ($\hat{Y}_{i,-i}$). Para um conjunto de dados qualquer, a primeira observa\u00e7\u00e3o “ i ” \u00e9 retirada da amostra, restando “ $n - 1$ ” observa\u00e7\u00f5es, as quais s\u00e3o utilizadas para ajustar os coeficientes do modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$ para a primeira observa\u00e7\u00e3o. A primeira

observação é, então, recolocada no conjunto de dados e a segunda observação é retirada para ajustar o modelo e estimar $\hat{Y}_{i,-i}$, para a segunda observação. Este procedimento continua até que todas as observações sejam removidas, uma a uma, e assim, o modelo é ajustado “ n ” vezes (MYERS, 1986).

$$e_{i,-i} = Y_i - \hat{Y}_{i,-i} \quad (\text{Expressão 5.8})$$

em que:

$e_{i,-i}$ = resíduo PRESS para a observação i ;

Y_i = valor da variável dependente para a observação i ;

$\hat{Y}_{i,-i}$ = variável dependente estimada pelo modelo quando ajustado sem a observação i .

Para a seleção final do modelo, por meio dos resíduos PRESS, foram calculadas as estatísticas de validação: eficiência da modelagem (EM) (Expressão 5.9); média das diferenças PRESS (MD_{PRESS}) (Expressão 5.10); média das diferenças absolutas PRESS (MAD_{PRESS}) (Expressão 5.11); e os valores percentis 5 e 95% dos resíduos PRESS. A eficiência da modelagem é uma estatística análoga ao coeficiente de determinação, a qual expressa a proporção da variação explicada pelo modelo. A média das diferenças PRESS indica o viés do modelo, enquanto a média das diferenças absolutas PRESS indica precisão. Os valores percentis 5 e 95% expressam a grandeza e simetria da distribuição de resíduos PRESS. Por fim, o modelo de melhor desempenho com seus coeficientes função linear da idade foi comparado com sua forma simples, calculando-se MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} por classe de idade. Para os modelos de afilamento, as estatísticas MD_{PRESS} e MAD_{PRESS} também foram calculadas para as diferentes posições relativas da altura da árvore: 0%, 0,5%, 1%, 5%, 10%, 15%, 20%, 25%, 30%, 40%, 50%, 60%, 70%, 80%, 90% e 95%.

$$EM = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i,-i})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \right] \quad (\text{Expressão 5.9})$$

$$MD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_{i,-i})}{n} \quad (\text{Expressão 5.10})$$

$$MAD_{PRESS} = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_{i,-i}|}{n} \quad (\text{Expressão 5.11})$$

em que:

Y_i = valor da variável dependente para a observação i ;

$\hat{Y}_{i,-i}$ = variável dependente estimada pelo modelo quando ajustado sem a observação i ;

\bar{Y}_i = média dos valores da variável dependente observada;

n = número de observações.

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na fase de ajuste e seleção dos modelos candidatos (Quadro 5.1), foi constatada uma observação com erro studentizado muito elevado, para todos os modelos de volume com e sem casca. Dessa forma, essa observação foi considerada atípica (*outlier*) e foi eliminada dos dados deste estudo.

5.3.1 EQUAÇÃO DE VOLUME TOTAL COM CASCA

Quando analisados os critérios $R_{aj.}^2$, $syx\%$ e MD para cada modelo de volume com casca (Tabela 5.2), para sua forma simples e com os coeficientes função linear da idade, verifica-se os valores de $R_{aj.}^2$ mais próximos de 1, menores valores de $syx\%$ e valores de MD mais próximos de zero, para o modelo de Schumacher e Hall.

O modelo com maior valor de $R_{aj.}^2$ e menor valor de $syx\%$ foi o modelo de Schumacher e Hall com o coeficiente a função linear da idade. Já o modelo que apresentou o valor de MD mais próximo de zero foi o modelo de Tomé com o coeficiente a função linear da idade (Tabela 5.2). Destaca-se, ainda, pelo bom desempenho, o modelo de Péllico Netto com coeficiente c função linear da idade e, pelo desempenho inferior, o modelo de Spurr (Tabela 5.2).

Todos os modelos de volume com casca, quando ajustados com seus coeficientes como função linear da idade, apresentaram superioridade dos critérios $R_{aj.}^2$ e $syx\%$, se comparados às suas formas simples. Entretanto, essa tendência não é verificada para a média das diferenças (MD), que, em alguns casos, indicou maior viés dos modelos ajustados variando seus coeficientes em função da idade (Tabela 5.2).

TABELA 5.2 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE VOLUME COM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD (m ³)
Näslund Modificado	Simples	0,9890	13,49	-0,00021
	<i>a</i>	0,9899	12,91	0,00045
	<i>b</i>	0,9902	12,71	-0,00152
	<i>c</i>	0,9900	12,83	-0,00112
	<i>f</i>	0,9895	13,18	-0,00140
Péllico Netto	Simples	0,9860	15,21	0,00250
	<i>a</i>	0,9896	13,11	0,00081
	<i>b</i>	0,9907	12,41	-0,00028
	<i>c</i>	0,9908	12,35	-0,00097
Schumacher e Hall	Simples	0,9891	13,42	-0,00086
	<i>a</i>	0,9909	12,23	-0,00058
	<i>b</i>	0,9909	12,29	-0,00096
	<i>c</i>	0,9907	12,39	-0,00060
Spurr	Simples	0,9851	15,71	0,00025
	<i>a</i>	0,9884	13,87	0,00123
	<i>b</i>	0,9865	14,93	-0,00612
Tomé	Simples	0,9889	13,54	0,00041
	<i>a</i>	0,9891	13,39	-0,00011
	<i>b</i>	0,9900	12,83	-0,00146
	<i>c</i>	0,9899	12,93	-0,00208

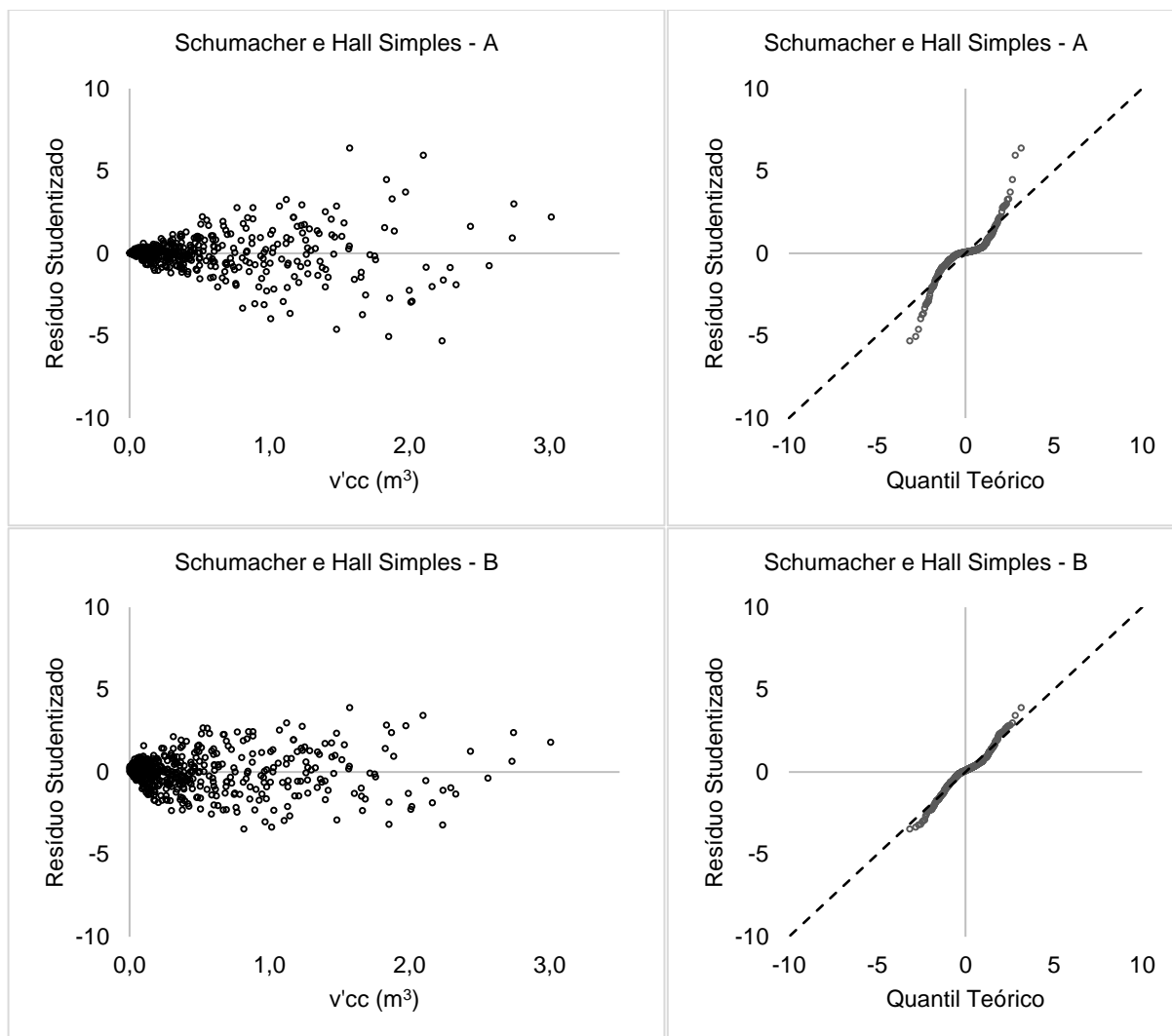
FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m³); a, b, c, f = coeficientes do modelo função linear da idade.

O comportamento dos resíduos studentizados foi muito semelhante para todos os modelos e suas variantes testadas, para estimativa de volume com casca de *Pinus taeda*. Dessa forma, optou-se por apresentar somente a análise de resíduos studentizados do modelo de Schumacher e Hall, selecionado para a fase de validação.

Primeiramente, é apresentada a análise dos resíduos studentizados para o modelo de Schumacher e Hall, na sua forma simples, com ajuste por meio dos mínimos quadrados ordinários (Figura 5.2 A) e por meio dos mínimos quadrados ponderados (Figura 5.2 B), aplicando-se os métodos de Parresol (1993) e Huber (1964).

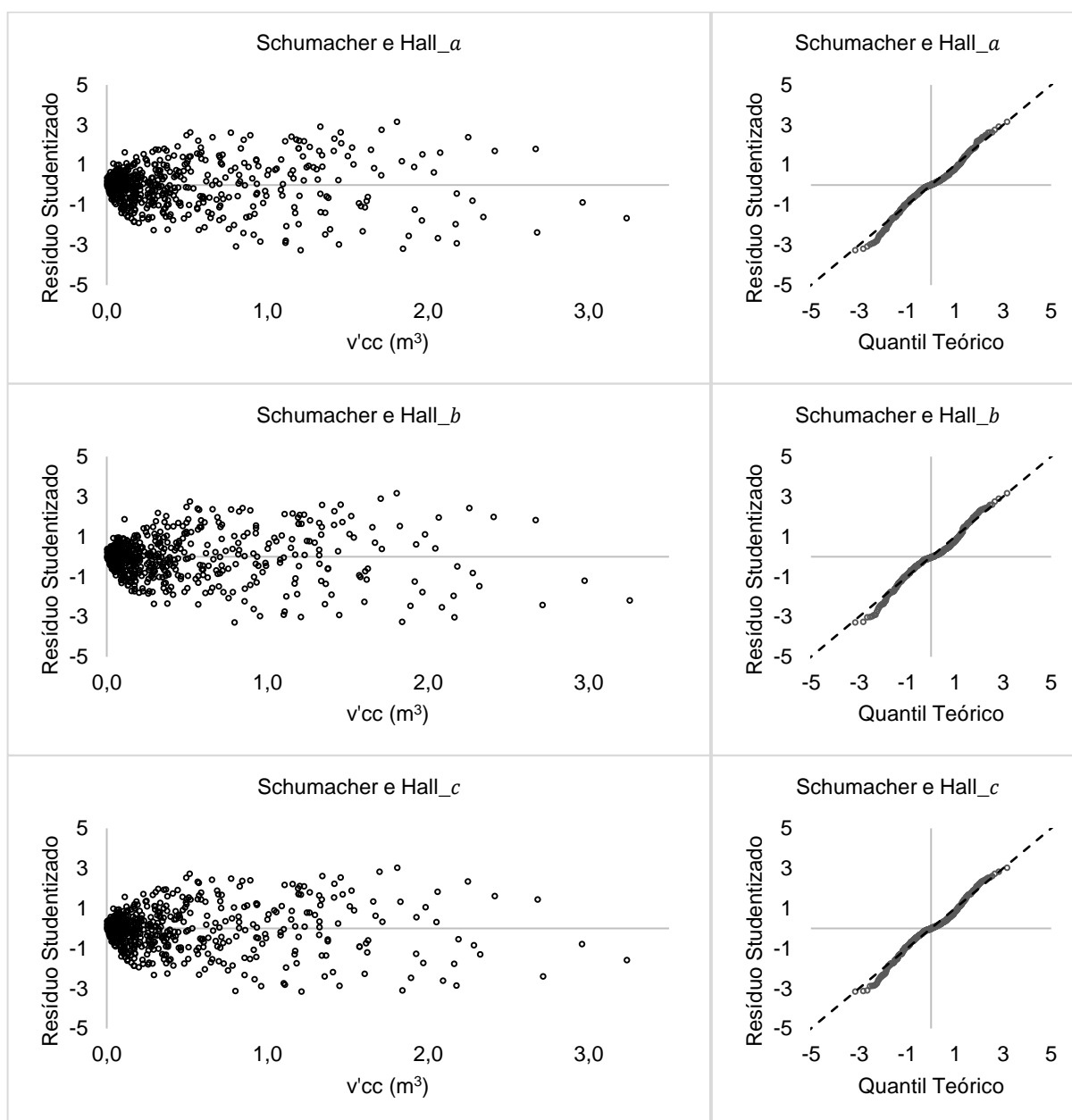
FIGURA 5.2 – A: ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES, AJUSTADO PELOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS. B: ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES, AJUSTADO PELOS MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Analisando a Figura 5.2 A e B, verifica-se o efeito dos métodos de Parresol (1993) e Huber (1964) sobre a heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos, respectivamente. O modelo de Schumacher e Hall com os coeficientes função linear da idade apresenta distribuição de resíduos studentizados uniforme, sem heterocedasticidade e de acordo com a distribuição normal (Figura 5.3), após a aplicação dos métodos de Parresol (1993) e Huber (1964).

FIGURA 5.3 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Os modelos de Näslund Modificado com os coeficientes b e f função linear da idade apresentaram o coeficiente c não significativo, enquanto o modelo de Spurr variando a em função da idade apresentou estimativas de volume total com casca negativas.

De acordo com as estatísticas de validação (Tabela 5.3), os modelos de Schumacher e Hall variando-se os coeficientes apresentaram maior precisão e menor viés, quando comparados ao modelo de Schumacher e Hall simples. Dentre

as variantes mais complexas do modelo de Schumacher e Hall, a de maior precisão e exatidão foi com o coeficiente c variando conforme a idade, seguida do modelo variando-se o coeficiente b . Dessa forma, o modelo de Schumacher e Hall simples e variando-se o coeficiente c foram confrontados, quanto à precisão e exatidão das estimativas de volume com casca de *Pinus taeda*, por classe de idade (Figura 5.4).

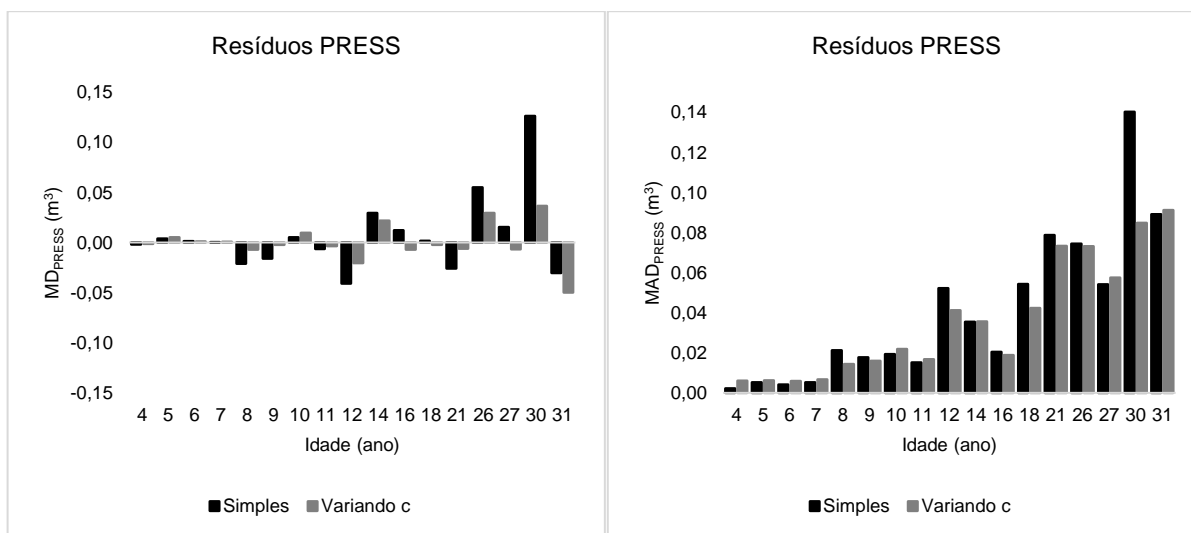
TABELA 5.3 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		EM	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}	$P5$	$P95$
Schumacher e Hall	Simples	0,9893	-0,00107	0,02952	-0,08549	0,08556
	a	0,9918	-0,00013	0,02786	-0,06901	0,07805
	b	0,9919	0,00006	0,02728	-0,06890	0,07567
	c	0,9919	0,00003	0,02711	-0,07110	0,07767

FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m^3); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m^3); $P5$ = percentil 5% dos resíduos PRESS; $P95$ = percentil 95% dos resíduos PRESS; a, b, c = coeficientes do modelo função linear da idade.

FIGURA 5.4 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

O modelo de Schumacher e Hall com o coeficiente c função da idade apresentou menor viés do que o modelo simples, para a maioria das classes de idade, principalmente para as árvores de *Pinus taeda* de 30 anos de idade (Figura 5.4). Por outro lado, não há diferenças acentuadas de precisão das estimativas de volume com casca, para essas duas variantes do modelo de Schumacher e Hall,

exceto para a classe de idade de 30 anos (Figura 5.4). Dessa forma, a equação indicada para estimativa de volume total com casca de *Pinus taeda* é resultante do modelo de Schumacher e Hall com o coeficiente c função da idade (Expressão 5.12).

$$v_{cc} = 0,0000681 d^{1,7840139} h^{(0,9854381+0,0030009 t)} \quad (\text{Expressão 5.12})$$

em que:

v_{cc} = volume total com casca (m^3);

d = diâmetro à altura do peito com casca (cm);

h = altura total (m);

t = idade (ano).

5.3.2 EQUAÇÃO DE VOLUME TOTAL SEM CASCA

De acordo com os critérios $R_{aj.}^2$, $syx\%$ e MD para cada modelo de volume sem casca (Tabela 5.4), para sua forma simples e com os coeficientes função linear da idade, verifica-se os valores de $R_{aj.}^2$ mais próximos de 1, menores valores de $syx\%$ para o modelo de Schumacher e Hall, enquanto que o modelo com os valores de MD mais próximos de zero foi o de Péllico Netto. Destacam-se pelo bom desempenho, os modelos de Tomé variando o coeficiente b e de Näslund Modificado variando o coeficiente a .

Houve pequena melhoria dos critérios $R_{aj.}^2$ e $syx\%$ para os modelos de volume sem casca ajustados com os coeficientes função linear da idade, exceto para o modelo de Tomé variando o coeficiente a .

O modelo de Schumacher e Hall foi o único que não apresentou coeficientes não significativos ou estimativas de volume total sem casca negativas, para qualquer de suas variantes. Apesar de ter apresentado menor viés, o modelo de Péllico Netto produziu estimativas de volume sem casca negativas em todas as suas variantes.

TABELA 5.4 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE VOLUME SEM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD (m ³)
Näslund Modificado	Simples	0,9888	13,84	-0,00026
	<i>a</i>	0,9890	13,67	-0,00093
	<i>b</i>	0,9890	13,68	-0,00100
	<i>c</i>	0,9889	13,77	-0,00111
	<i>f</i>	0,9889	13,76	-0,00049
Péllico Netto	Simples	0,9867	15,05	-0,00056
	<i>a</i>	0,9886	13,92	-0,00005
	<i>b</i>	0,9892	13,56	-0,00115
	<i>c</i>	0,9891	13,60	-0,00053
Schumacher e Hall	Simples	0,9889	13,72	-0,00084
	<i>a</i>	0,9894	13,41	-0,00085
	<i>b</i>	0,9894	13,41	-0,00135
	<i>c</i>	0,9893	13,47	-0,00133
Spurr	Simples	0,9852	15,89	-0,00233
	<i>a</i>	0,9876	14,56	-0,00066
	<i>b</i>	0,9858	15,55	-0,00262
Tomé	Simples	0,9888	13,82	-0,00197
	<i>a</i>	0,9887	13,85	-0,00079
	<i>b</i>	0,9890	13,65	-0,00081
	<i>c</i>	0,9889	13,74	-0,00141

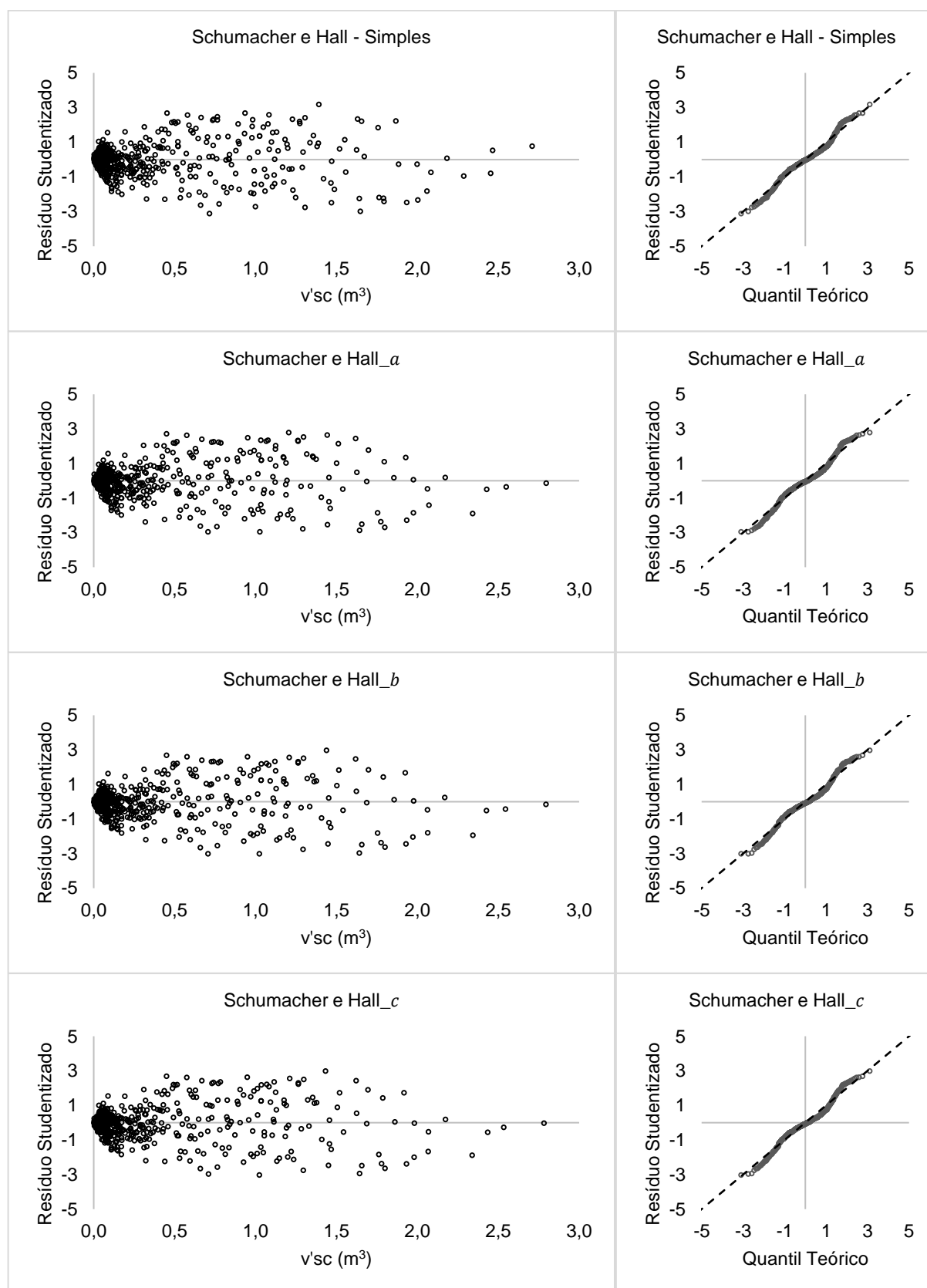
FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m³); *a*, *b*, *c*, *f* = coeficientes do modelo função linear da idade.

Devido à semelhança das distribuições de resíduos dos modelos testados, é apresentada a análise de resíduos para o modelo de Schumacher e Hall, em sua forma simples e variando-se os coeficientes conforme a idade (Figura 5.5), o qual foi selecionado para a fase de validação. O modelo de Schumacher e Hall produziu estimativas do volume total sem casca com resíduos studentizados uniformemente distribuídos, sem heterocedasticidade e de acordo com a distribuição normal (Figura 5.5), após a aplicação dos métodos de Parresol (1993) e Huber (1964).

Conforme as estatísticas de validação (Tabela 5.5), as variantes mais complexas do modelo de Schumacher e Hall apresentaram maior eficiência da modelagem e maior precisão para estimar o volume sem casca, do que o modelo de Schumacher e Hall simples. O modelo de Schumacher e Hall variando o coeficiente *b* conforme a idade apresentou o melhor desempenho, seguido do modelo de Schumacher e Hall variando o coeficiente *c*.

FIGURA 5.5 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL SIMPLES E COM OS COEFICIENTES FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

TABELA 5.5 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

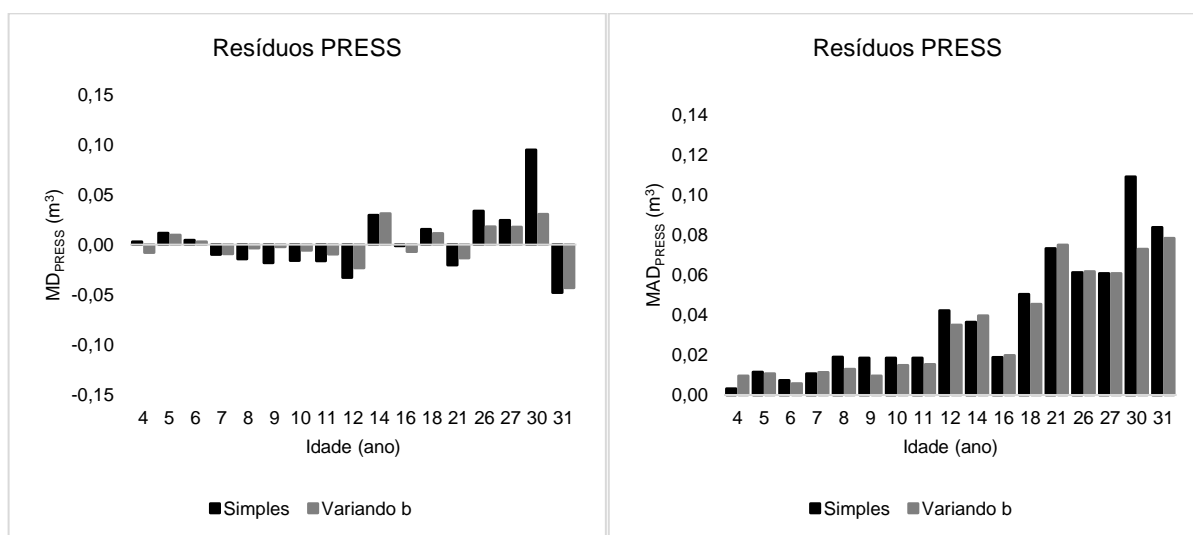
Modelo		EM	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}	$P5$	$P95$
Schumacher e Hall	Simples	0,9895	0,00009	0,03117	-0,08667	0,08468
	a	0,9908	-0,00020	0,02932	-0,08003	0,07905
	b	0,9909	0,00007	0,02905	-0,07573	0,07787
	c	0,9909	0,00010	0,02889	-0,07674	0,07716

FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m^3); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m^3); $P5$ = percentil 5% dos resíduos PRESS; $P95$ = percentil 95% dos resíduos PRESS; a, b, c = coeficientes do modelo função linear da idade.

Dessa forma, o modelo de Schumacher e Hall simples e variando-se o coeficiente b foram confrontados, quanto à precisão e exatidão das estimativas de volume sem casca de *Pinus taeda*, por classe de idade (Figura 5.6). O modelo de Schumacher e Hall com o coeficiente b função da idade apresentou menor viés do que o modelo simples, para estimativa de volume sem casca na maioria das classes de idade, principalmente para as árvores de *Pinus taeda* de 30 anos (Figura 5.6).

FIGURA 5.6 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHUMACHER E HALL, PARA ESTIMATIVA DE VOLUME SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

No entanto, não há diferenças acentuadas de precisão das estimativas de volume sem casca, para essas duas variantes do modelo de Schumacher e Hall, exceto para a classe de idade de 30 anos (Figura 5.6). Sendo assim, a equação indicada para estimativa de volume total sem casca de *Pinus taeda*, é resultante do

modelo de Schumacher e Hall com o coeficiente b função da idade (Expressão 5.13).

$$v_{sc} = 0,0000372 d^{(1,7715170+0,0012014 t)} h^{1,1803628} \quad (\text{Expressão 5.13})$$

em que:

v_{sc} = volume total sem casca (m³);

d = diâmetro à altura do peito com casca (cm);

h = altura total (m);

t = idade (ano).

Tomé *et al.* (2007) também encontraram melhor qualidade de ajuste para o modelo de Schumacher e Hall, para estimar volume total, com e sem casca, de *Eucalyptus globulus*, em Portugal. No entanto, distintamente do ocorrido neste estudo, após analisar as estatísticas de validação das diferentes formulações do modelo de Schumacher e Hall, Tomé *et al.* (2007) recomendaram sua formulação mais simples.

5.3.3 EQUAÇÃO DE AFILAMENTO DO TRONCO COM CASCA

O modelo de Schöpfer, dentre os modelos testados, apresentou melhor ajuste (R_{aj}^2) e menor erro ($syx\%$) para estimar os diâmetros com casca ao longo do tronco de *Pinus taeda*, porém o modelo de Biging apresentou o menor viés (MD) (Tabela 5.6). Somente foi possível o ajuste do modelo de Kozak para sua formulação simples, pois esse modelo não convergiu quando ajustado com seus coeficientes função linear da idade (Tabela 5.6).

Houve melhora, porém quase inexpressiva, dos critérios R_{aj}^2 e $syx\%$ quando compara-se os ajustes dos modelos de Schöpfer e Biging variando seus coeficientes conforme a idade, com relação às suas formas simples (Tabela 5.6). Os modelos de Schöpfer e Biging com os coeficientes função linear da idade apresentaram maior viés (MD), quando comparados às suas formas simples, exceto o modelo de Biging variando o coeficiente c em função da idade.

TABELA 5.6 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE AFILAMENTO DO TRONCO COM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD (cm)
Biging	Simples	0,9765	11,04	-0,03024
	<i>a</i>	0,9765	11,03	-0,03252
	<i>b</i>	0,9798	10,22	0,08097
	<i>c</i>	0,9775	10,78	0,00608
Kozak	Simples	0,9724	11,95	0,13207
	<i>a</i>		Não convergiu	
	<i>b</i>		Não convergiu	
	<i>c</i>		Não convergiu	
Schöpfer	Simples	0,9814	9,82	0,14307
	<i>a</i>	0,9814	9,81	0,15216
	<i>b</i>	0,9827	9,46	0,20722
	<i>c</i>	0,9824	9,55	0,18940
	<i>f</i>	0,9820	9,65	0,17607
	<i>g</i>	0,9818	9,71	0,16750
	<i>m</i>	0,9816	9,75	0,16182

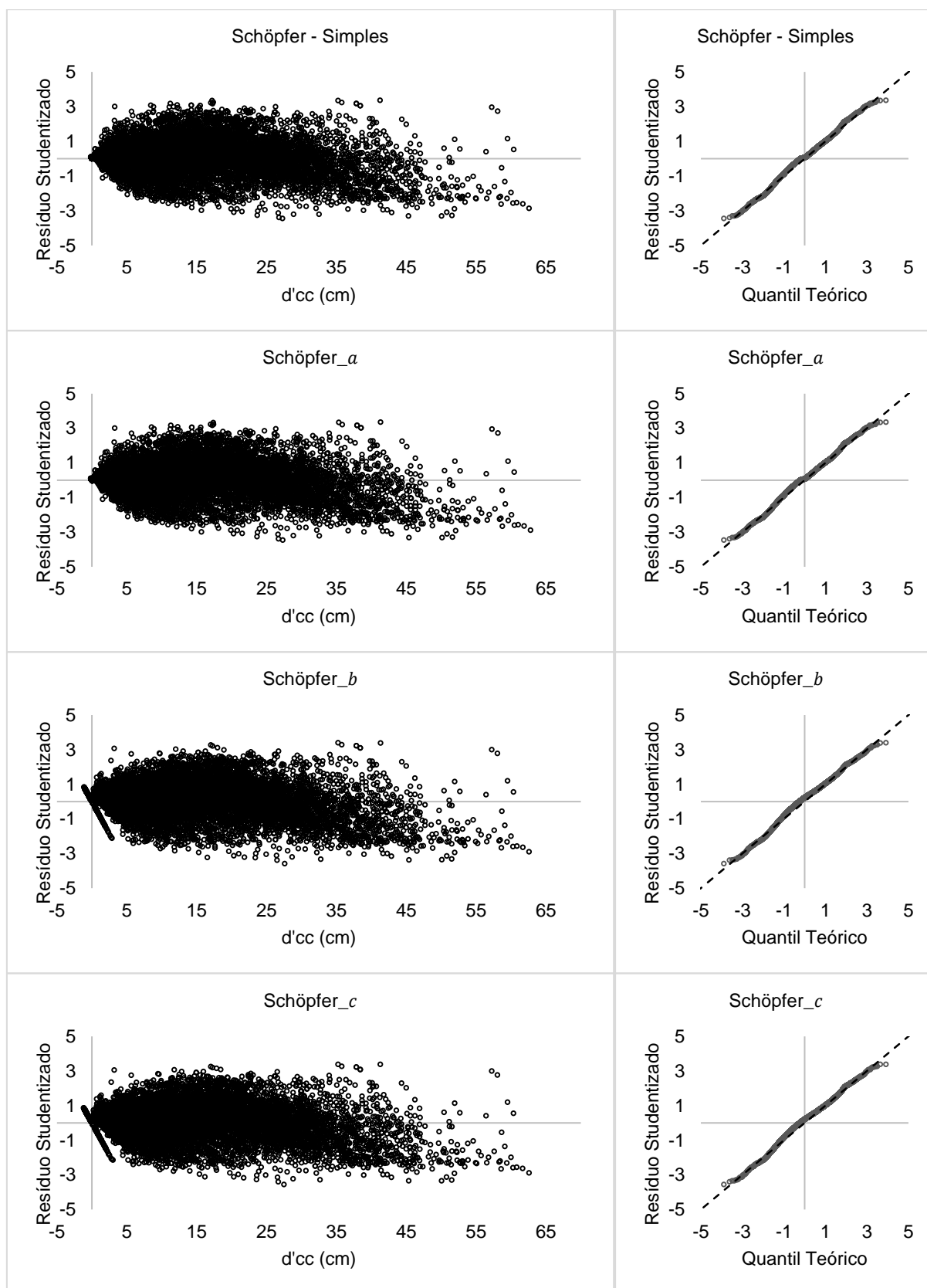
FONTE: O autor (2017).

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (cm); *a, b, c, f, g, m* = coeficientes do modelo função linear da idade.

A distribuição dos resíduos studentizados foi muito semelhante para os modelos de Schöpfer (Figuras 5.7 e 5.8) e Biging, para todas as formulações testadas, para estimativa de diâmetros com casca de *Pinus taeda*. Levando isso em consideração, juntamente com os critérios de seleção (Tabela 5.6), optou-se por apresentar somente a análise de resíduos studentizados do modelo de Schöpfer (Figuras 5.7 e 5.8), o qual foi selecionado para a fase de validação.

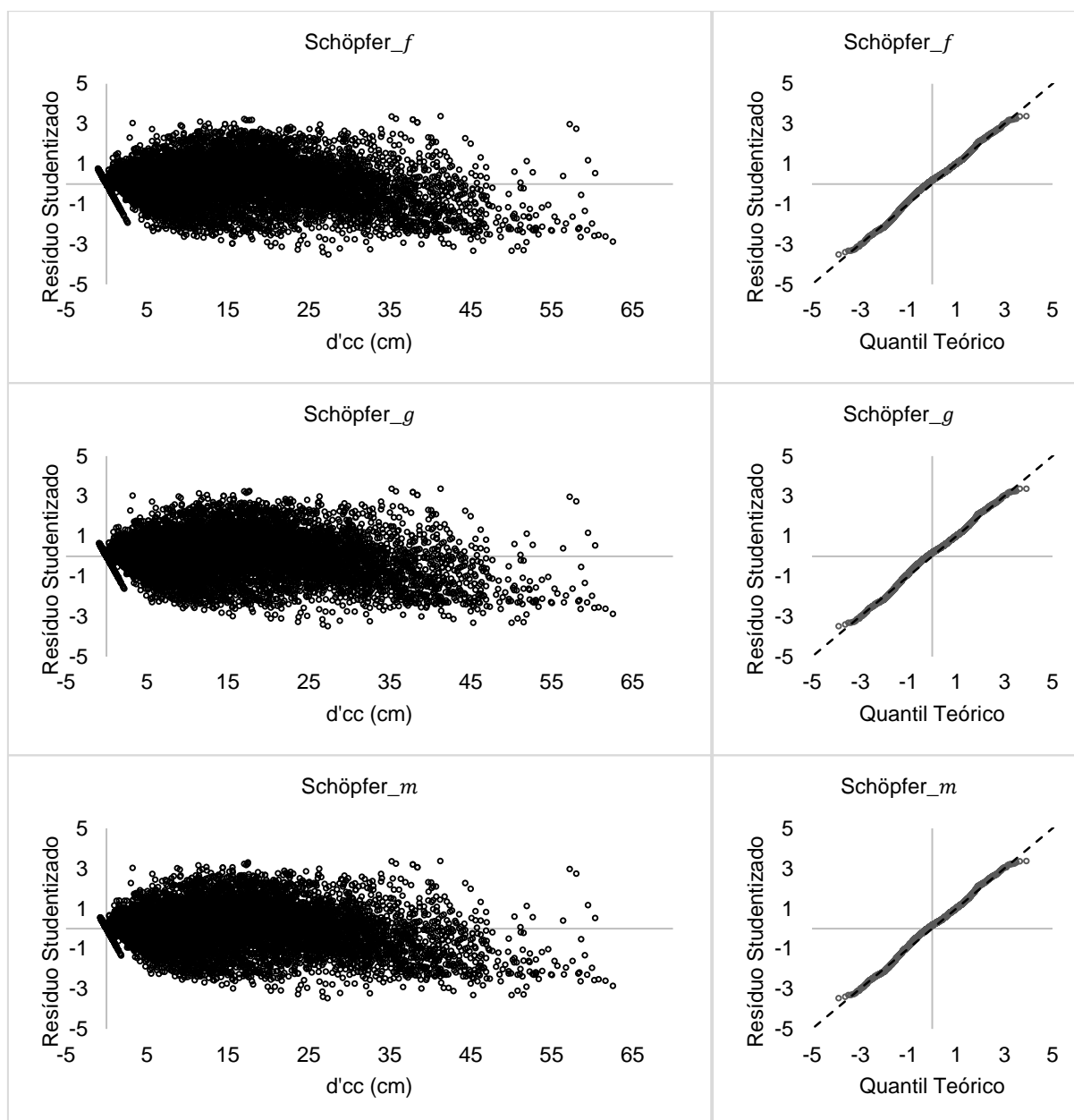
Ao analisar a dispersão de resíduos do modelo de Schöpfer sobre os diâmetros com casca estimados, verifica-se a ocorrência de alguns valores de diâmetros negativos estimados por esse modelo. Isso ocorreu para todas as variantes do modelo de Schöpfer, para a posição de altura total da árvore ($h_i/h = 1$), em que o diâmetro observado é igual a zero. Também constata-se a maior frequência de valores negativos de resíduos studentizados para os maiores valores de diâmetros com casca estimados ($d'_{cc} > 35$ cm), podendo indicar tendência de superestimativa. Por fim, os resíduos studentizados ordenados coincidiram com os quantis teóricos da distribuição normal, para todas as variantes do modelo de Schöpfer, após a aplicação do método de Huber (1964).

FIGURA 5.7 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER SIMPLES E COM OS COEFICIENTES a , b e c FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 5.8 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER COM OS COEFICIENTES f , g e m FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

As estatísticas de validação indicam maior eficiência da modelagem e precisão para o modelo de Schöpfer com o coeficiente b função linear da idade, porém menor viés para o modelo de Schöpfer simples (Tabela 5.7). As estatísticas EM e MAD_{PRESS} foram muito semelhantes para todas as variantes do modelo de Schöpfer (Tabela 5.7).

TABELA 5.7 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		EM	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}	$P5$	$P95$
Schöpfer	Simples	0,9814	0,14252	1,08780	-2,34214	2,38289
	a	0,9814	0,15484	1,08934	-2,34649	2,38756
	b	0,9827	0,21294	1,08056	-2,23017	2,26697
	c	0,9824	0,19381	1,08827	-2,27679	2,28266
	f	0,9820	0,17909	1,09501	-2,31032	2,32247
	g	0,9818	0,16946	1,09749	-2,32558	2,34710
	m	0,9817	0,16300	1,09800	-2,33129	2,36514

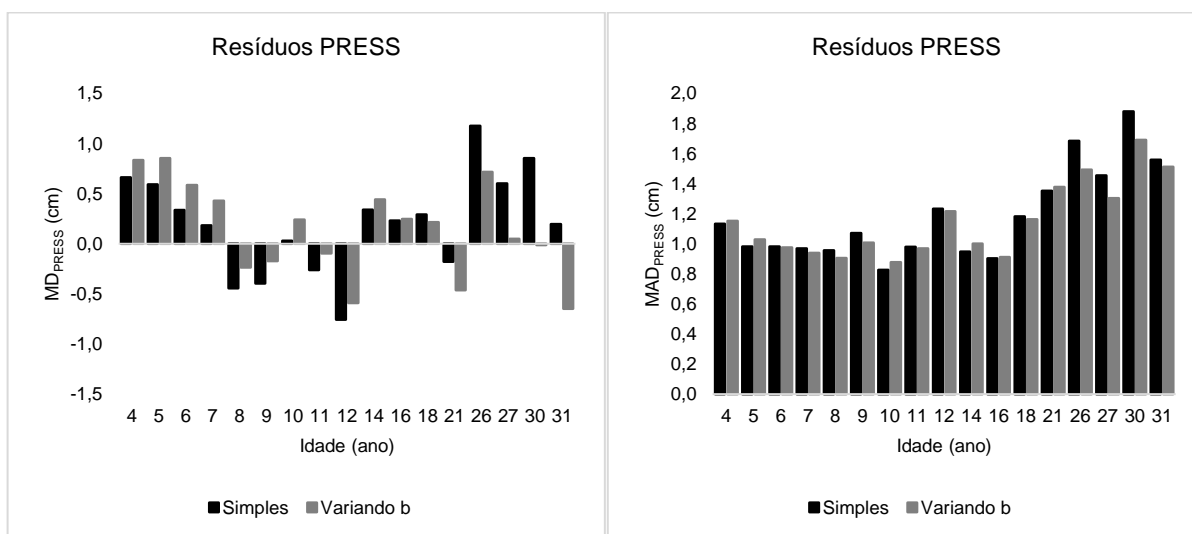
FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (cm); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (cm); $P5$ = percentil 5% dos resíduos PRESS; $P95$ = percentil 95% dos resíduos PRESS; a, b, c, f, g, m = coeficientes do modelo função linear da idade.

Não há tendências claras quanto ao viés (MD_{PRESS}) referente às duas formulações do modelo de Schöpfer testadas, para as diferentes classes de idade. Para várias classes de idade, o modelo de Schöpfer variando o coeficiente b apresentou maior viés do que sua forma simples (Figura 5.9). Quanto à precisão (MAD_{PRESS}) por classe de idade, não se verificam diferenças expressivas para as duas formulações do modelo de Schöpfer testadas.

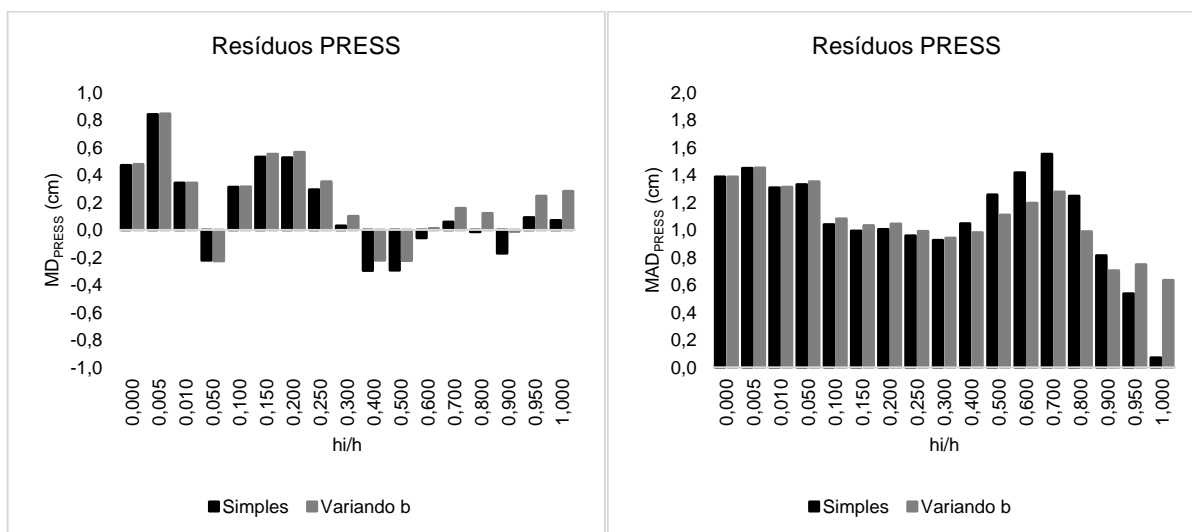
O comportamento do modelo de Schöpfer simples e variando o coeficiente b foi muito semelhante, com relação à exatidão e precisão analisadas por classe de altura relativa (Figura 5.10). Tanto para a estatística MD_{PRESS} , como MAD_{PRESS} , o comportamento das duas formulações do modelo foi muito semelhante de 0 a 40% da altura da árvore, pequena superioridade do modelo de Schöpfer variando o coeficiente b para as posições de 50 a 90% e melhor desempenho do modelo de Schöpfer simples para as posições de 95 e 100% (Figura 5.10).

FIGURA 5.9 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 5.10 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE ALTURA RELATIVA, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS COM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

De acordo com os critérios de seleção e validação do modelo de Schöpfer, não há vantagens em selecionar a formulação mais complexa para estimativas de diâmetro com casca de *Pinus taeda*. Dessa forma, a equação selecionada é resultante do modelo de Schöpfer simples (Expressão 5.14).

$$d_{icc} = d \left[1,20813 - 3,58707 \left(\frac{h_i}{h} \right) + 14,87828 \left(\frac{h_i}{h} \right)^2 - 32,19722 \left(\frac{h_i}{h} \right)^3 + 30,44277 \left(\frac{h_i}{h} \right)^4 - 10,74801 \left(\frac{h_i}{h} \right)^5 \right] \text{ (Expressão 5.14)}$$

em que:

d_{icc} = diâmetro com casca na altura h_i do fuste da árvore (cm);

d = diâmetro à altura do peito com casca (cm);

h_i = altura na posição i do fuste da árvore (m);

h = altura total (m).

5.3.4 EQUAÇÃO DE AFILAMENTO DO TRONCO SEM CASCA

O modelo de Schöpfer apresentou pequena vantagem sobre o modelo de Biging para todos os critérios de seleção avaliados (Tabela 5.8). Destacam-se o modelo de Schöpfer variando o coeficiente b , com melhor ajuste ($R_{aj.}^2$) e menor erro ($syx\%$) para estimar os diâmetros sem casca ao longo do tronco de *Pinus taeda* e o modelo de Schöpfer variando o coeficiente m , que apresentou o menor viés (MD) (Tabela 5.8). O pior desempenho foi apresentado pelo modelo de Kozak, o qual ajustou-se somente em sua forma simples.

TABELA 5.8 – CRITÉRIOS DE SELEÇÃO DOS MODELOS DE AFILAMENTO DO TRONCO SEM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		$R_{aj.}^2$	$syx\%$	MD (cm)
Biging	Simples	0,9775	11,28	-0,05764
	a	0,9779	11,17	-0,01113
	b	0,9800	10,63	0,04730
	c	0,9789	10,92	0,04273
Kozak	Simples	0,9719	12,61	-0,06940
	a		Não convergiu	
	b		Não convergiu	
	c		Não convergiu	
Schöpfer	Simples	0,9796	10,73	-0,02030
	a	0,9804	10,53	0,05042
	b	0,9817	10,17	0,06770
	c	0,9811	10,34	0,04086
	f	0,9806	10,48	0,02369
	g	0,9803	10,57	0,01287
	m	0,9801	10,62	0,00573

FONTE: O autor (2017).

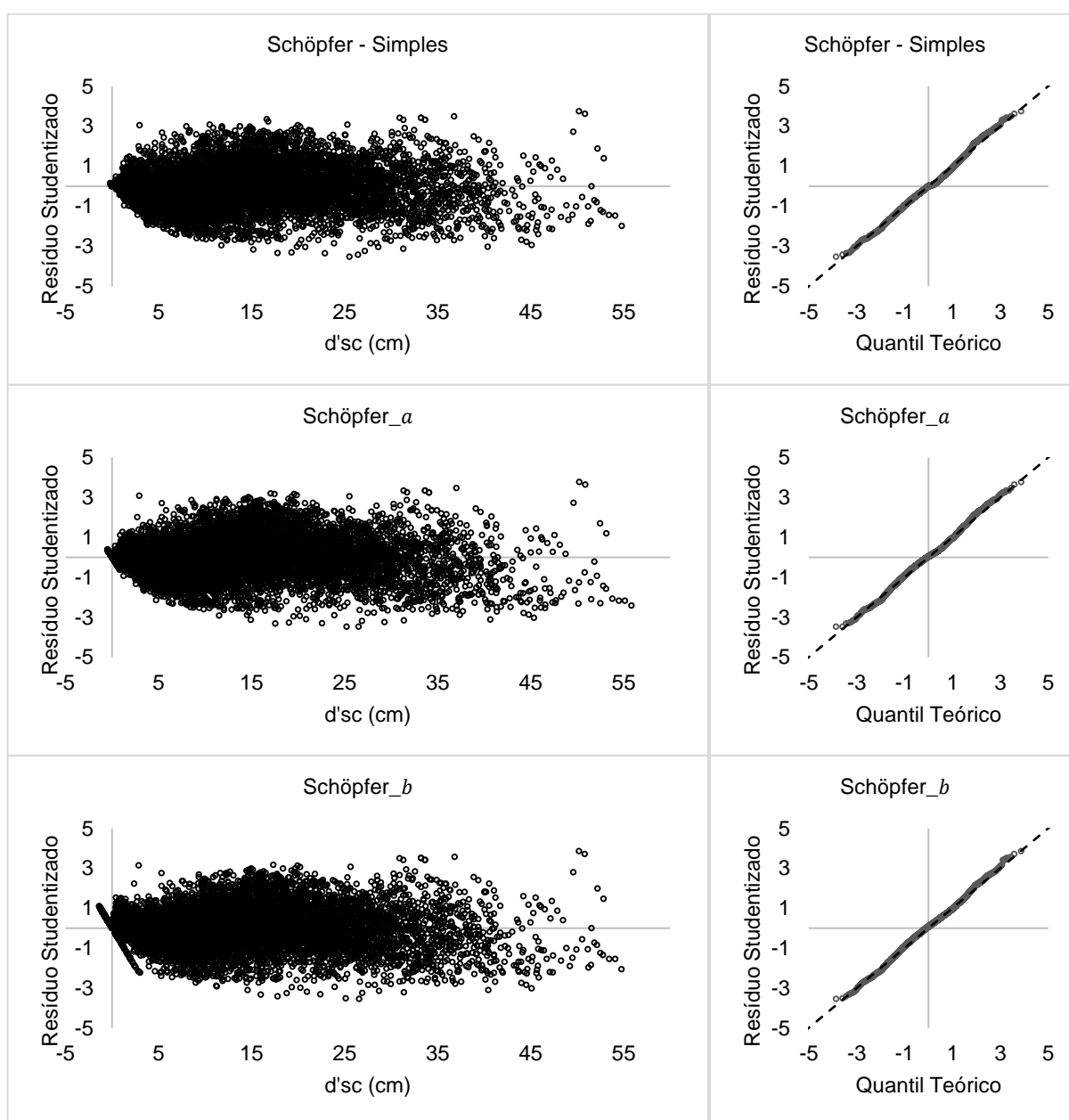
NOTA: $R_{aj.}^2$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (cm); a, b, c, f, g, m = coeficientes do modelo função linear da idade.

Há pequena vantagem no ajuste ($R_{aj.}^2$) e precisão ($syx\%$) dos modelos de Schöpfer e Biging com seus coeficientes função linear da idade, quando

comparados às suas formas simples. Porém, esta vantagem não é observada quando analisado o viés (MD) dos modelos.

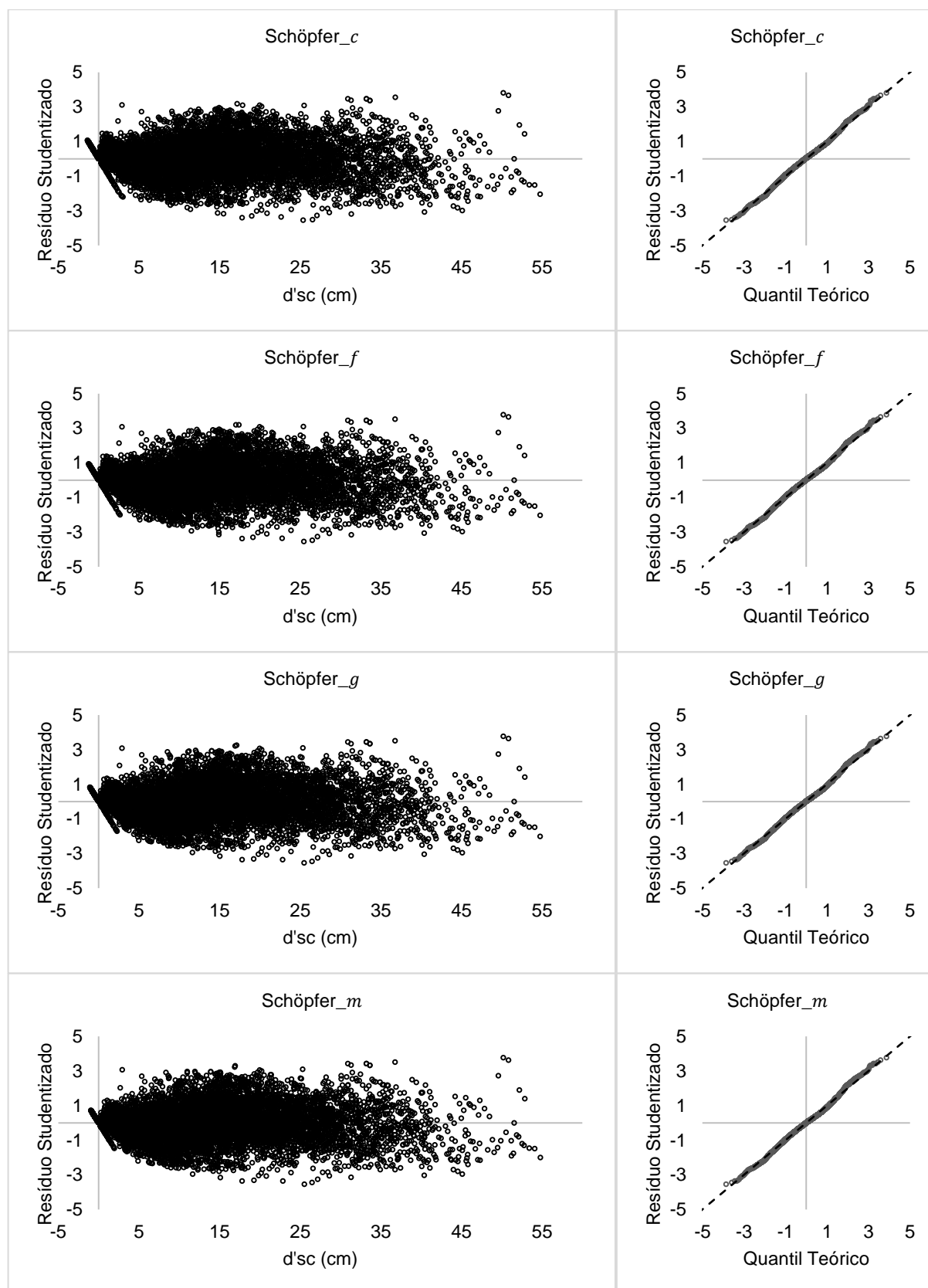
Devido à semelhança da distribuição dos resíduos studentizados de todos os modelos de afilamento testados para estimativa de diâmetros sem casca e pelo desempenho superior do modelo de Schöpfer, optou-se por apresentar a análise de resíduos somente para as variações desse modelo (Figuras 5.11 e 5.12).

FIGURA 5.11 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER SIMPLES E COM OS COEFICIENTES a e b FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 5.12 – ANÁLISE DOS RESÍDUOS DO MODELO DE SCHÖPFER COM OS COEFICIENTES c , f , g e m FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

A dispersão de resíduos studentizados sobre os diâmetros sem casca estimados apresenta-se de maneira uniforme e sem tendenciosidades. Os resíduos studentizados apresentaram distribuição normal, para todas as formulações do modelo de Schöpfer, após a aplicação do método de Huber (1964) (Figuras 5.11 e 5.12).

Conforme as estatísticas de validação, o modelo de Schöpfer com o coeficiente b função linear da idade apresentou a maior eficiência da modelagem e maior precisão, enquanto o modelo de Schöpfer variando o coeficiente m apresentou menor viés (Tabela 5.9). No entanto, as estatísticas de validação para o modelo de Schöpfer simples e suas variações mais complexas foram muito semelhantes.

TABELA 5.9 – ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.

Modelo		EM	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}	$P5$	$P95$
Schöpfer	Simples	0,9796	-0,02388	1,05628	-2,26170	2,29914
	a	0,9804	0,05067	1,03924	-2,21405	2,31348
	b	0,9817	0,06923	1,02280	-2,14048	2,19222
	c	0,9811	0,04135	1,04074	-2,18212	2,19512
	f	0,9806	0,02315	1,05237	-2,22561	2,24037
	g	0,9803	0,01155	1,05798	-2,23874	2,25343
	m	0,9801	0,00379	1,06064	-2,24633	2,26424

FONTE: O autor (2017).

NOTA: EM = eficiência da modelagem; MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (cm); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (cm); $P5$ = percentil 5% dos resíduos PRESS; $P95$ = percentil 95% dos resíduos PRESS; a, b, c, f, g, m = coeficientes do modelo função linear da idade.

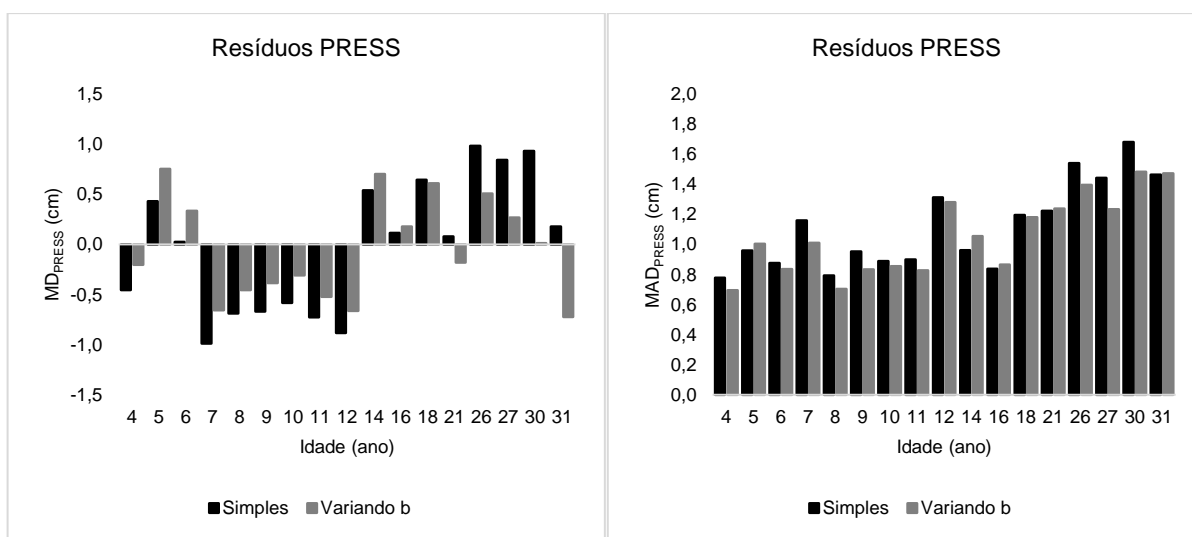
Como apresentou o melhor desempenho para as estatísticas de validação, o modelo de Schöpfer variando o coeficiente b foi confrontado com sua formulação simples, quanto à precisão e exatidão por classe de idade e altura relativa (Figuras 5.13 e 5.14).

O modelo de Schöpfer com o coeficiente b função linear da idade apresentou menor viés para 11 das 17 classes de idade analisadas (Figura 5.13). Não houve diferenças de precisão expressivas entre o modelo de Schöpfer simples e variando o coeficiente b , para estimativas de diâmetro sem casca ao longo do fuste de *Pinus taeda*, de diferentes idades (Figura 5.13).

Tanto para a estatística MD_{PRESS} , como MAD_{PRESS} , o comportamento das duas formulações do modelo foi muito semelhante de 0 a 30% da altura da árvore, pequena superioridade do modelo de Schöpfer variando o coeficiente b para as

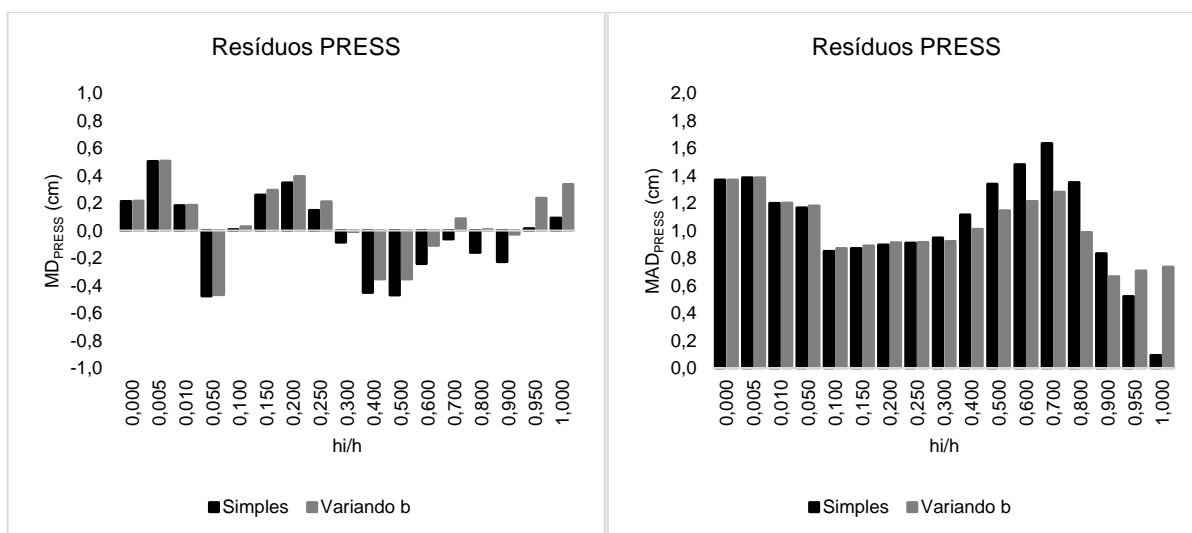
posições de 40 a 90% e melhor desempenho do modelo de Schöpfer simples para as posições de 95 e 100% (Figura 5.14).

FIGURA 5.13 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE IDADE, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

FIGURA 5.14 – MÉDIA DAS DIFERENÇAS PRESS (MD_{PRESS}) E MÉDIA DAS DIFERENÇAS ABSOLUTAS PRESS (MAD_{PRESS}), POR CLASSE DE ALTURA RELATIVA, PARA DUAS VARIANTES DO MODELO DE SCHÖPFER, PARA ESTIMATIVA DE DIÂMETROS SEM CASCA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA.



FONTE: O autor (2017).

Segundo os critérios de seleção e validação do modelo de Schöpfer, há pouca vantagem em selecionar a formulação mais complexa para estimativas de

diâmetro sem casca de *Pinus taeda*. Dessa forma a equação selecionada é resultante do modelo de Schöpfer simples (Expressão 5.15).

$$d_{isc} = d \left[1,05712 - 2,73771 \left(\frac{h_i}{h} \right) + 11,71706 \left(\frac{h_i}{h} \right)^2 - 25,43124 \left(\frac{h_i}{h} \right)^3 + 23,40369 \left(\frac{h_i}{h} \right)^4 - 8,01307 \left(\frac{h_i}{h} \right)^5 \right] \quad (\text{Expressão 5.15})$$

em que:

d_{isc} = diâmetro sem casca na altura h_i do fuste da árvore (cm);

d = diâmetro à altura do peito com casca (cm);

h_i = altura na posição i do fuste da árvore (m);

h = altura total (m).

Tomé *et al.* (2007) testaram alguns modelos de afilamento, em sua formulação simples e com os coeficientes função linear de variáveis climáticas e de regime de manejo, para estimativas de diâmetros com e sem casca ao longo do tronco de *Eucalyptus globulus*, em Portugal. Ao final de sua análise, esses autores recomendaram o modelo de Biging em sua formulação simples.

5.4 CONCLUSÕES

O ajuste de modelos volumétricos com seus coeficientes função linear da idade do povoamento contribui para a maior precisão e exatidão das estimativas de volume com casca e sem casca, de *Pinus taeda*, na região Meio Oeste de Santa Catarina. A melhora do desempenho do modelo de Schumacher e Hall variando seus coeficientes conforme a idade, em relação ao modelo simples, é verificada, principalmente quando se analisa a exatidão das estimativas de volume por classe de idade.

O modelo de afilamento de Schöpfer com seus coeficientes função linear da idade não mostrou melhorias expressivas de precisão e exatidão das estimativas de diâmetros com e sem casca ao longo do fuste de *Pinus taeda*, quando comparado à sua formulação simples.

REFERÊNCIAS

- AHRENS, S.; HOLBERT, D. Uma função para forma de tronco e volume de *Pinus taeda* L. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 3, p. 37-68, 1981.
- ASSIS, A. L. de; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; ACERBI JÚNIOR, F. W.; OLIVEIRA, A. D. de. Comparação de modelos polinomiais segmentados e não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes ao longo do fuste de *Pinus taeda*. **Cerne**, Lavras, v. 7, n. 1, p. 20-40, 2001.
- ASSIS, A. L. de; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação de modelos polinomiais não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes comerciais de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 1, p. 89-107, 2002.
- AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 5 ed. New York: McGraw-Hill, 2002. 456 p.
- BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z. do; SILVA FILHO, D. F. da. **Quantificação de recursos florestais**: árvores, arvoredos e florestas. São Paulo: Oficinas de Textos, 2014. 384 p.
- CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.
- DAVID, H. C.; MARINHESKI FILHO, A.; PELISSARI, A. L.; PÉLLICO NETTO, S.; ARAÚJO, E. J. G. de; BAUM, L. Critérios de estratificação para o ajuste de funções de afilamento em fustes de pinus. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 34, n. 79, p. 197-206, 2014.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3 ed. New York: John Wiley and Sons, 1998. 706 p.
- DRESCHER, R.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Sortimentos de *Pinus elliottii* Engelm para a região da Serra do Sudeste do estado do Rio Grande do Sul – Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 55-73, 1999.
- EISFELD, R. L.; MELLO, A. A.; SANQUETTA, C. R.; WEBER, K. S. Avaliação de modelos polinomiais na estimativa de volume total e por sortimento de *Pinus taeda*. **Brasil Florestal**, Brasília, v. 23, n. 79, p. 9-15, 2004.
- EISFELD, R. L.; VIGOLO, D. Z.; SANQUETTA, C. R.; MELLO, A. A. Modelo de Hradetzky aplicado à estimativa do volume total para *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. **Ambiência**, Guarapuava, v. 4, n. 1, p. 51-66, 2008.
- FAVALESSA, C. M. C.; UBIALLI, J. A.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R.; ACOSTA, F. C. Equações de sortimentos para *Tectona grandis* na região Centro-Sul de Mato Grosso. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 389-399, 2012a.

FAVALESSA, C. M. C.; UBIALLI, J. A.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R. Funções de afilamento não segmentadas e segmentadas para *Tectona grandis* na região Centro-Sul matogrossense. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 373-387, 2012b.

FIGUEIREDO, E. O.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de. Seleção de modelos polinomiais para representar o perfil e volume do fuste de *Tectona grandis* L.f. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 36, n. 4, p. 465-482, 2006.

FIGUEIREDO FILHO, A.; BORDERS, B. E.; HITCH, K. L. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 83, n. 1-2, p. 39-46, 1996.

FIGUEIREDO FILHO, A.; KOHLER, S. V.; FELDE, J. L.; DIAS, A. N. Dinâmica do afilamento do tronco e da produção de madeira em plantios de *Araucaria angustifolia*. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 4, p. 595-603, 2014a.

FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; MIRANDA, R. O. V. de; RETSLAFF, F. A. S. **Compêndio de equações de volume e de afilamento de espécies florestais plantadas e nativas para as regiões geográficas do Brasil**. Curitiba: Os autores, 2014b. 306 p.

FISCHER, F.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; MELLO, J. M. de; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não-segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 167-188, 2001.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

KOHLER, S. V.; KOEHLER, H. S.; FIGUEIREDO FILHO, A. Modelos de Afilamento para *Pinus taeda* por classe de idade. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 20, n. 4, p. 470-479, 2013.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

LANSSANOVA, L. R.; UBIALLI, J. A.; ARCE, J. E.; PELISSARI, A. L.; FAVALESSA, C. M. C.; DRESCHER, R. Avaliação de funções de afilamento para estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma amazônico mato-grossense. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 2, p. 215-224, 2013.

LEITE, H. G.; GAMA, J. R. V.; CRUZ, J. P. da; SOUZA, A. L. de. Função de afilamento para *Virola surinamensis* (Roll.) Warb. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 1, p. 99-106, 2006.

MACHADO, S. A.; CONCEIÇÃO, M. B. da; FIGUEIREDO, D. J. de. Modelagem do volume individual para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa*. **Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 4, n. 2, p. 185-197, 2002.

MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.

MACHADO, S. A.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R. da; TÉO, S. J.; STOLLE, L. URBANO, E. Modelagem volumétrica para bracatinga (*Mimosa scabrella*) em povoamentos da região metropolitana de Curitiba. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, n. 56, p. 17-29, 2008.

MACHADO, S. A.; URBANO, E.; CONCEIÇÃO, M. B. da; FIGUEIREDO FILHO, A.; FIGUEIREDO, D. J. de. Comparação de modelos de afilamento do tronco para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa* Schiede. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 48, p. 41-64, 2004.

MARTINS, R. M.; LEITE, M. V. S.; CABACINHA, C. D.; ASSIS, A. L. de. Teste de identidade de modelos volumétricos para povoamentos de *Eucalyptus* sp. em sete municípios de Minas Gerais. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 11, n. 21, p. 1818-1833, 2015.

MELO, L. C. de; BARRETO, P. A. B.; OLIVEIRA, F. G. R. B. de; NOVAES, A. B. de. Estimativas volumétricas em povoamento de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 33, n. 76, p. 379-386, 2013.

MENDONÇA, A. R. de; SILVA, G. F. da; OLIVEIRA, J. T. S.; NOGUEIRA, G. S.; ASSIS, A. L. de. Avaliação de funções de afilamento visando a otimização de fustes de *Eucalyptus* sp. para multiprodutos. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 1, p. 71-82, 2007.

MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E. Modelos polinomiais para representar o perfil e o volume do fuste de *Eucalyptus urophylla* na região Norte do Estado de Goiás. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 2, p. 355-368, 2011.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analysis**. 4 ed. New York: John Wiley and Sons, 2006. 612 p.

MYERS, R. H. **Classical and modern regression with applications**. Boston: Duxbury Press, 1986. 359 p.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance: an example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 670-679, 1993.

PELLISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, n. 67, p. 173-181, 2011.

PÉLLICO NETTO, S. Desenvolvimento de uma nova função volumétrica. **Acta Forestalia Brasiliensis**, Curitiba, v. 1, n. 1, p. 9-17, 1986.

PÉLLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais: síntese teórica. **Floresta**, Curitiba, v. 11, n. 2, p. 63-73, 1980.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997. 586 p.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 183-199, 2006.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 339-349, 2008.

RUFINI, A. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; MELLO, J. M. de. Equações volumétricas para o Cerrado *Sensu Stricto*, em Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 1-11, 2010.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; ROGRIGUES, A. L.; WATZLAWICK, L. F. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 3 ed. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora, 2014. 406 p.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M.; TOTTI, J. A.; BAZZO, J. L. Forma de tronco e sortimentos de madeira de *Eucalyptus grandis* Maiden para o estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 79-88, 1996.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SILVESTRE, R.; BONAZZA, M.; STANG, M.; LIMA, G. C. P.; KOEPESEL, D. A.; MARCO, F. T. de; CIARNOSCHI, L. D.; SCARIOT, R.; MORES, D. F. Equações volumétricas em povoamentos de *Pinus taeda* L. no município de Lages – SC. **Nativa**, Sinop, v. 2, n. 1, p. 1-5, 2014.

SOUZA, C. A. M. de; CHASSOT, T.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; FLEIG, F. D. Modelos de afilamento para o sortimento do fuste de *Pinus taeda* L. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 38, n. 9, p. 2506-2511, 2008.

SOUZA, C. A. M. de; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; SILVA, G. F. da; THOMAS, C. Eficiência de um modelo de afilamento ajustado sem e com estratificação por classe de quociente de forma para formação dos sortimentos de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 1, p. 125-135, 2012.

TÉO, S. J.; MARCON, A.; EHLERS, T.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; COSTA, R. H. da. Modelos de afilamento para *Pinus elliottii* em diferentes idades, na região de Caçador, SC. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 3, p. 439-452, 2013.

THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, n. 3, p. 319-327, 2006.

TOMÉ, M.; TOMÉ, J.; RIBEIRO, F.; FAIAS, S. Equação de volume total, volume percentual e de perfil do tronco para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 15, n. 1, p. 25-39, 2007.

CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

As equações diferenciais das funções de crescimento, derivadas por meio da abordagem da diferença algébrica (ADA), apresentaram superioridade para modelagem do crescimento em altura dominante de povoamentos de *Pinus taeda* L., visando a construção de curvas de índice de sítio. Além disso, são mais flexíveis e utilizam menos parâmetros para gerar curvas de forma idêntica, ou equivalente, às equações ajustadas na forma integral. No entanto, as equações derivadas da ADA ainda são pouco exploradas para essa e outras finalidades no Brasil.

A função Hossfeld IV/McDill-Amateis representou melhor o crescimento em altura dominante de povoamentos de *Pinus taeda* L., quando comparada às funções de Lundqvist-Korf e Richards, independentemente do ajuste na forma integral ou diferencial. Entretanto, a função Hossfeld IV/McDill-Amateis tem recebido menor atenção dos pesquisadores florestais no Brasil, quando comparada à função de Richards, bem como seus diferentes tipos.

Na modelagem do crescimento em altura dominante, é desejável que as equações definam uma relação polimórfica com assíntotas variáveis, porém as curvas polimórficas geradas pelas equações dinâmicas da ADA apresentam assíntota comum. Apesar de alguns autores minimizarem a importância de tal característica da ADA, recomenda-se a avaliação da abordagem da diferença algébrica generalizada (GADA) para modelagem do crescimento em altura dominante para classificação de sítios florestais. Fazendo uso da GADA, é possível gerar curvas polimórficas com assíntotas variáveis.

Este estudo é pioneiro na modelagem da sobrevivência individual de árvores em povoamentos florestais no Brasil. Até a realização desta pesquisa, a sobrevivência ou mortalidade de árvores foram estudadas em nível de povoamento ou de classe diamétrica no Brasil. Outra questão de grande importância abordada nesta tese é a modelagem da sobrevivência individual de árvores, considerando a mortalidade regular e irregular, efetuada por meio de modelo logístico com excelente qualidade de ajuste, baixo erro de classificação e consistência biológica. Após analisar os resultados deste estudo, recomenda-se fortemente a investigação do incremento corrente anual em diâmetro (ICA_d) como variável explicativa para descrever a sobrevivência considerando a mortalidade regular e irregular,

principalmente de árvores de *Pinus taeda* L. danificadas pelo vento e pelo macaco-prego.

Esta tese também inovou ao apresentar um modelo de crescimento em diâmetro à altura do peito (d) de árvore individual para povoamentos florestais desbastados no Brasil. A avaliação de funções de crescimento teóricas, ajustadas na forma de equações diferenciais (ADA e Zeide), cujos coeficientes dependem de diferentes categorias de variáveis (sítio, índices de competição, parcela, densidade e desbaste) foi inédita no Brasil. Tal método gerou equações com desempenho estatístico muito bom, mas, sobretudo, permitiu analisar o realismo e a consistência biológica dos parâmetros das funções diante da ampla variação do conjunto de dados. Recomenda-se o teste da técnica empregada neste modelo de crescimento em diâmetro, não somente para modelagem do crescimento em diâmetro, mas também para crescimento em altura de povoamentos florestais de diferentes espécies e diferentes tipologias florestais.

Método semelhante ao utilizado no modelo de crescimento em diâmetro foi empregado para desenvolver equações hipsométricas e volumétricas de aplicabilidade geral, em que os coeficientes das equações são função linear de diversas variáveis do povoamento florestal e da idade, respectivamente. No Brasil, até então é comum a utilização de funções empíricas, sem garantias de consistência biológica, para expressar a relação hipsométrica geral. Ou então, a estratificação dos dados para ajuste de equações volumétricas de árvores de diferentes idades e regiões. A técnica de utilizar coeficientes das equações hipsométricas e volumétricas como função linear de diversas variáveis do povoamento florestal também é inovadora no Brasil. Tal técnica permitiu a aplicação de equações hipsométricas e volumétricas únicas, com bom desempenho estatístico, para árvores de povoamentos com diferentes idades, índices de sítio, variabilidades e densidades.

Esta tese apresenta cinco capítulos, um para cada submodelo, que compõe o modelo de crescimento e produção independente da distância para *Pinus taeda* L., na região Meio Oeste de Santa Catarina. Entretanto, não foi realizada a projeção da produção em volume por unidade de área ($\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$), tampouco construído um simulador de crescimento e produção florestal, para gerar diferentes cenários produtivos. Somente após a verificação e validação das projeções da produção (em $\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$) e do simulador, este modelo poderá ser considerado completo.

APÊNDICE 1 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO NA FORMA DIFERENCIAL, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL **SAS® University Edition**

```

*****
** Subprograma para Ajuste da função de crescimento de Hossfeld IV/McDill-Amateis sem peso **
*****;

proc nlin data=Dados_Sitio_Diferencial_Valida outest=coeficientes0;
parms a=50 k=1;
_weight=1;
model hdom2=a/(1-(1-(a/hdom1))*((idade1/idade2)**k));
output out=ajuste0 r=res0 p=hdomest0 h=hat0 student=rstd0 pres=rpress0 sse=sse0;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Homocedasticidade **
*****;

proc plot data=ajuste0;
plot rstd0*hdomest0;
run;

** Uma vez detectada heterocedasticidade nos resíduos, faz-se uma regressão linear entre o
logaritmo natural dos resíduos ao quadrado (ln res2) e uma série de variáveis que possam se
correlacionar com os resíduos - Método de Parresol**;

data Parresol;
set ajuste0;
res2=res0**2;
lnres2=log(res2);
lng=log(g_par);
invG=1/g_par;
lndmed=log(d_medio);
invdmed=1/d_medio;
lnnpar=log(n_par);
invnpar=1/n_par;
lnfw=log(fw);
invfw=1/fw;
lncv_d=log(cv_d);
invcv_d=1/cv_d;
lndg=log(dg);
invdg=1/dg;
lndmax=log(dmax);
invdmax=1/dmax;
lnddom=log(ddom);
invddom=1/ddom;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= g_par n_par fw d_medio cv_d dg dmax ddom lng invG lndmed invdmed lnnpar invnpar
lnfw invfw lncv_d invcv_d lndg invdg lndmax invdmax lnddom invddom
/ selection=rsquare best=3 stop=5;
run;

** O modelo selecionado deve ter a colinearidade avaliada **;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= g_par fw lncv_d/ VIF;
run;

** Ajuste atribuindo peso na minimização dos resíduos quadráticos **;

proc nlin data=Parresol outest=coeficientes1;
parms a=50 k=1;
peso=exp(-2.48608-0.00306*g_par+0.01569*fw+0.15610*lncv_d);
_weight=1/sqrt(peso);
model hdom2=a/(1-(1-(a/hdom1))*((idade1/idade2)**k));
output out=ajuste1 r=res1 p=hdomest1 h=hat1 student=rstd1 pres=rpress1 sse=sse1;
run;

proc plot data=ajuste1;
plot rstd1*hdomest1;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Normalidade dos Resíduos e Outliers **
*****

** Para utilizar quando não foi feito o Método de Parresol, faz-se com ajuste0 **
*****;

```

```

** Verificação de Normalidade dos Resíduos **;

data huber1;
set ajuste0;
truque=1;
run;

proc means data=huber1 noprint;
output out=ndados n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res0)=bias;
run;

data huber2;
merge huber1 ndados;
by truque;
run;

proc sort data=huber2;
by rstd0;
run;

data huber3;
set huber2;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber3;
plot rstd0*hdomest0;
plot rstd0*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

** Caso os resíduos não sejam normais, utiliza-se a correção do método de Huber **
** Se tiver sido feito o método de Parresol, deve-se utilizar os dados de ajuste1 com o peso
de Parresol no ajuste do modelo **;

data huber4;
set ajuste0;
absrstd=abs(rstd0);
if absrstd>2 then huber=2/absrstd;
else huber=1;
run;

proc nlin data=huber4 outest=coeficientes2;
parms a=50 k=1;
_weight=huber;
model hdom2=a/(1-(1-(a/hdom1))*((idade1/idade2)**k));
output out=ajuste2 r=res3 p=hdomest2 h=hat2 student=rstd2 pres=rpress2 sse=sse2;
run;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 2 **;

data huber5;
set ajuste2;
truque=1;
run;

proc means data=huber5 noprint;
output out=ndados2 n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res2)=bias;
run;

data huber6;
merge huber5 ndados2;
by truque;
run;

proc sort data=huber6;
by rstd2;
run;

data huber7;
set huber6;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

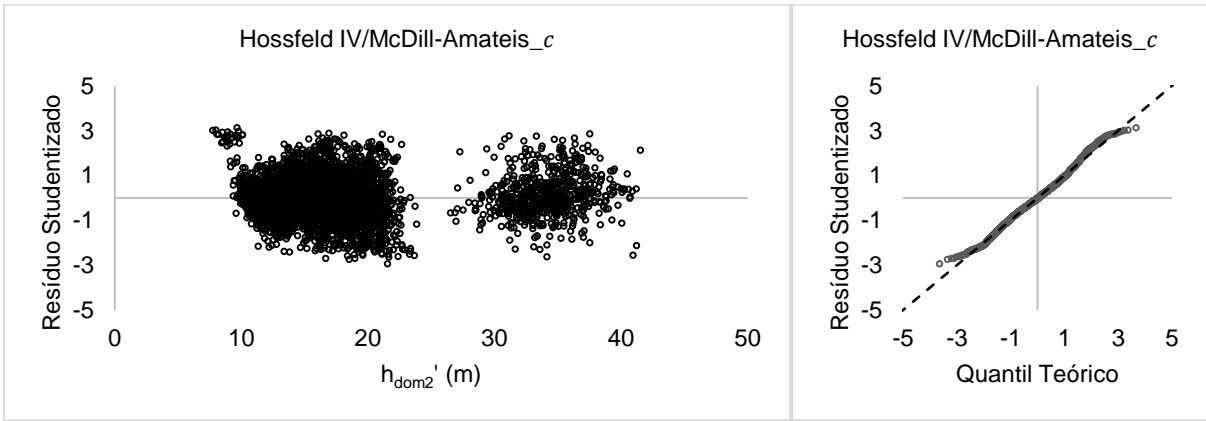
proc plot data=huber7;
plot rstd2*hdomest2;
plot rstd2*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

```

**APÊNDICE 2 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS
STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO DE HOSSFELD IV/McDILL-AMATEIS_c
AJUSTADA COM TODO O CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA
ESTIMAR O CRESCIMENTO EM ALTURA DOMINANTE (h_{dom}) DE *Pinus taeda*
L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA CATARINA**

Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Hossfeld IV/McDill-Amateis_c	0,9946	2,93	0,0191	0,4183	0,0048	0,4112

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m); c = indica o parâmetro livre da equação diferencial.



APÊNDICE 3 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DO MODELO LOGÍSTICO PARA PROBABILIDADE DE SOBREVIVÊNCIA DE ÁRVORES DE *Pinus taeda* L., NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® *University Edition*

```

*****
** Subprograma de Ajuste da Regressão Logística **
** Testar a contribuição das variáveis selecionadas individualmente para ver se fazem sentido
com a mortalidade;
*****;

proc sort data=Dados_Logistica;
by sobreviv2;
run;

proc sort data=Dados_Logistica_Regular;
by sobreviv2;
run;

*****
** Seleção das variáveis com maior pcoor e stb, dentro de cada categoria**
Categorias:
Dimensões da Árvore
Incremento Médio Anual
Mortalidade Irregular
Índices de Competição
Medidas de Densidade
Variáveis da Parcela
Índice de Sítio
Variáveis do Desbaste
*****;

proc logistic data=Dados_Logistica descending outest=coeficientes;
model sobreviv2 (event='1')= idade d d2 inv_d imad g_arv ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9
ic10 ic11 ic12 ic13 g_par n_par n_par1 n_par100 fw d_medio cv_d dg dmax ddom hdom is
desbaste_par g_desb g_desb_rel g_desb_rel2 n_desb n_desb_rel n_desb_rel2
/ selection=stepwise
slentry=0.01
slstay=0.01
details
pcorr
stb
lackfit
ctable pprob=(0 to 1 by 0.01) lackfit risklimits;
output out=ajuste_log p=phat lower=lcl upper=ucl predprob=(individual crossvalidate);
run;

*****
** Modelo para Mortalidade Regular e Irregular **
*****;

proc logistic data=Dados_Logistica descending outest=coeficientes_ri;
model sobreviv2 (event='1')= idade imad ic13 g_par cv_d desbaste_par
/ selection=stepwise
slentry=0.01
slstay=0.01
details
pcorr
stb
lackfit
ctable pprob=(0 to 1 by 0.01) lackfit risklimits;
output out=ajuste_log_ri p=phat lower=lcl upper=ucl predprob=(individual crossvalidate);
run;

*****
** Modelo para Mortalidade Regular **
*****;

proc logistic data=Dados_Logistica_Regular descending outest=coeficientes_r;
model sobreviv2 (event='1')= d ic7 ic12 n_par d_medio
/ selection=stepwise
slentry=0.01
slstay=0.01
details
pcorr
stb
lackfit
ctable pprob=(0 to 1 by 0.01) lackfit risklimits;
output out=ajuste_log_r p=phat lower=lcl upper=ucl predprob=(individual crossvalidate);
run;

```

APÊNDICE 4 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO LUNDQVIST-KORF_A NA FORMA DIFERENCIAL, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE UMA SÉRIE DE DIFERENTES CATAGORIAS DE VARIÁVEIS, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® *University Edition*

```

*****
** Subprograma de Ajustamento d2 **
*****;

** Análise do comportamento e Escolha das variáveis a influenciar o incremento em diâmetro
dentro de cada categoria **
** Em cada categoria a escolha é feita com regressão stepwise e as melhores regressões
lineares **
** Ao final faz-se análise da estatística VIF das variáveis do modelo, se for maior que 10 ou
15 pode considerar-se a eliminação da variável **;

data Escolha_var;
set Dados_Diâmetro_Ajuste;
ipa=(d2-d1)/(idade2-idade1);
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=idade1;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=is;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d1 g_arv ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 /
selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d1 g_arv ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 / selection=rsquare
best=3 stop=5 VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=rsquare best=2 stop=3 VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=g_par n_par n_par1 n_par100 fw / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=g_desb g_desb_rel g_desb_rel2 n_desb n_desb_rel n_desb_rel2 / selection=stepwise
slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=idade1 is ic9 ddom g_par g_desb_rel / VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa= is ic7 ic9 ic10 ddom g_par g_desb / VIF;
run;

*****
** Subprograma para Ajuste da função de crescimento sem peso **
*****;

** Inicialmente faz-se o ajuste sem variar o parâmetro da função, com valores iniciais
encontrados na literatura **
** O valor do parâmetro m do 1º ajuste serve como valor inicial para m0, enquanto o valor
inicial de m1 é zero **
** Então, faz-se o ajuste com o parâmetro m variando somente em função de uma única variável,
neste caso sítio (is) **

```

```

** Os resultados de m0 e m1 deste 1º ajuste são utilizados como valores iniciais para o
próximo ajuste (2º ajuste) **
** O 2º ajuste deve inserir m0 e m1 com os valores iniciais anteriores e o coeficiente m2, com
valor inicial igual a zero **
** Faz-se dessa maneira, até inserir todas as variáveis que influenciam o parâmetro m **
** Deve-se pesquisar também outras variáveis que tenham ficado em segundo e terceiro lugar
dentro das distintas categorias **;

** Variando m **;

proc nlin data=Dados_Diametro_Ajuste outest=coeficientes0;
parms k=7 m0=-0.4 m1=0.05 m2=0.01 m3=-0.03 m4=0.02 m5=0;
m=m0+m1*is+m2*ic9+m3*ddom+m4*g_par+m5*g_desb;
_weight=1;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste0 r=res0 p=d2est0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Diametro_Valida outest=coeficientes0;
parms k=7 m0=-0.4 m1=0.05 m2=0.01 m3=-0.03 m4=0.02 m5=0;
m=m0+m1*is+m2*ic9+m3*ddom+m4*g_par+m5*g_desb;
_weight=1;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste0 r=res0 p=d2est0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

** Variando k **;

proc nlin data=Dados_Diametro_Ajuste outest=coeficientes0;
parms k0=10 k1=-0.1 k2=-0.03 k3=0.05 k4=-0.08 k5=0 m=1.3;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight=1;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste0 r=res0 p=d2est0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Diametro_Valida outest=coeficientes0;
parms k0=10 k1=-0.1 k2=-0.03 k3=0.05 k4=-0.08 k5=0 m=1.3;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight=1;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste0 r=res0 p=d2est0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Tudo outest=coeficientes0;
parms k0=10 k1=-0.1 k2=-0.03 k3=0.05 k4=-0.08 k5=0 m=0.3;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight=1;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste0 r=res0 p=d2est0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Homocedasticidade **
*****;

proc plot data=ajuste0;
plot rstd0*d2est0;
run;

** Uma vez detectada heterocedasticidade nos resíduos, faz-se uma regressão linear entre o
logaritmo natural dos resíduos ao quadrado (ln res2) e uma série de variáveis que possam se
correlacionar com os resíduos - Método de Parresol**;

data Parresol;
set ajuste0;
res2=res0**2;
lnres2=log(res2);
dlq=d1**2;
lnd1=log(d1);
invd1=1/d1;
lnhdom=log(hdom);
invhdom=1/hdom;
lng=log(g_par);
invG=1/g_par;
Ghdom=g_par*hdom;
lnGhdom=log(Ghdom);
invGhdom=1/Ghdom;
lndmed=log(d_medio);
invdmed=1/d_medio;
dmedhdom=d_medio*hdom;
invdmedhdom=1/dmedhdom;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= dlq hdom lnd1 invd1 lnhdom invhdom lng invG Ghdom lnGhdom invGhdom lndmed invdmed
dmedhdom invdmedhdom

```

```

/ selection=rsquare best=3 stop=5;
run;

** O modelo selecionado deve ter a colinearidade avaliada **;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= ic4 lnhdmd invGhdmd dmedhdmd invdmedhdmd / VIF;
run;

** Ajuste atribuindo peso na minimização dos resíduos quadráticos **;

proc nlin data=Parresol outest=coeficientes1;
parms a=432 m0=0.46 m1=-0.002 m2=-0.002 m3=0.003 m4=-0.005 m5=-0.3;
m=m0+m1*is+m2*ic9+m3*ddom+m4*g_par+m5*g_desb_rel;
peso=exp(13.19226+0.5686*ic4-5.69733*lnhdmd+665.20153*invGhdmd+0.00256*dmedhdmd-
836.95522*invdmedhdmd);
_weight=1/sqrt(peso);
model d2=a*(d1/a)**((idade1/idade2)**m);
output out=ajuste1 r=res1 p=d2est1 h=hat1 student=rstd1 sse=sse1 pres=rpress1;
run;

proc plot data=ajuste1;
plot rstd1*d2est1;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Normalidade dos Resíduos e Outliers **
*****

** Para utilizar quando não foi feito o Método de Parresol, faz-se com ajuste0 **
*****;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 1 **;

data huber1;
set ajuste0;
truque=1;
run;

proc means data=huber1 noprint;
output out=ndados n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res0)=bias;
run;

data huber2;
merge huber1 ndados;
by truque;
run;

proc sort data=huber2;
by rstd0;
run;

data huber3;
set huber2;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber3;
plot rstd0*d2est0;
plot rstd0*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

** Caso os resíduos não sejam normais, utiliza-se a correção com método de Huber **
** Se tiver sido feito o método de Parresol, deve-se utilizar os dados de ajuste1 com o peso
de Parresol no ajuste do modelo **;

data huber4;
set ajuste0;
absrstd=abs(rstd0);
if absrstd>2 then huber=2/absrstd;
else huber=1;
run;

proc nlin data=huber4 outest=coeficientes2;
parms k=7 m0=-0.4 m1=0.05 m2=0.01 m3=-0.03 m4=0.02 m5=0;
m=m0+m1*is+m2*ic9+m3*ddom+m4*g_par+m5*g_desb;
_weight=huber;
model d2=d1*exp(k*((1/(idade1**m))-(1/(idade2**m))));
output out=ajuste2 r=res2 p=d2est2 h=hat2 student=rstd2 sse=sse2 pres=rpress2;
run;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 2 **;

data huber5;
set ajuste2;
truque=1;

```

```
run;

proc means data=huber5 noprint;
output out=ndados2 n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res2)=bias;
run;

data huber6;
merge huber5 ndados2;
by truque;
run;

proc sort data=huber6;
by rstd2;
run;

data huber7;
set huber6;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber7;
plot rstd2*d2est2;
plot rstd2*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;
```


APÊNDICE 5 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE FUNÇÃO DE CRESCIMENTO DIFERENCIAL DE ZEIDE (1993), COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE UMA SÉRIE DE DIFERENTES CATAGORIAS DE VARIÁVEIS, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS®

University Edition

```

*****
** Subprograma de Ajustamento d2 **
*****;

** Análise do comportamento e Escolha das variáveis a influenciar o incremento em diâmetro
dentro de cada categoria **
** Em cada categoria a escolha é feita com regressão stepwise e as melhores regressões
lineares **
** Ao final faz-se análise da estatística VIF das variáveis do modelo, se for maior que 10 ou
15 pode considerar-se a eliminação da variável **;

data Escolha_var;
set Dados_Diametro_Ajuste;
ipa=(d2-d1)/(idade2-idade1);
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=idade1;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=is;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d1 g_arv ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 /
selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d1 g_arv ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 / selection=rsquare
best=3 stop=5 VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=rsquare best=2 stop=3 VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=g_par n_par n_par1 n_par100 fw / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=g_desb g_desb_rel g_desb_rel2 n_desb n_desb_rel n_desb_rel2 / selection=stepwise
slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa=idade1 is ic9 ddom g_par g_desb_rel / VIF;
run;

proc reg data=Escolha_var;
model ipa= is ic7 ic9 ic10 ddom g_par g_desb / VIF;
run;

data Dados_Diametro_Ajuste_ica;
set Dados_Diametro_Ajuste;
ica=(d2-d1);
run;

data Dados_Diametro_Valida_ica;
set Dados_Diametro_Valida;
ica=(d2-d1);
run;

```

```

*****
** Subprograma para Ajuste da função de crescimento sem peso **
*****;

** Inicialmente faz-se o ajuste sem variar o parâmetro da função, com valores iniciais
encontrados na literatura **
** O valor do parâmetro k do 1º ajuste serve como valor inicial para k0, enquanto o valor
inicial de k1 é zero **
** Então, faz-se o ajuste com o parâmetro k variando somente em função de uma única variável,
neste caso sítio (is) **
** Os resultados de k0 e k1 deste 1º ajuste são utilizados como valores iniciais para o
próximo ajuste (2º ajuste) **
** O 2º ajuste deve inserir k0 e k1 com os valores iniciais anteriores e o coeficiente k2, com
valor inicial igual a zero **
** Faz-se dessa maneira, até inserir todas as variáveis que influenciam o parâmetro k **
** Deve-se pesquisar também outras variáveis que tenham ficado em segundo e terceiro lugar
dentro das distintas categorias **;

** Variando k **;

proc nlin data=Dados_Diametro_Ajuste_ica outest=coeficientes0;
parms k0=1 k1=-0.02 k2=-0.01 k3=-0.001 k4=-0.03 k5=0 p=1.4 q=-2.6;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Diametro_Valida_ica outest=coeficientes0;
parms k0=1 k1=-0.02 k2=-0.01 k3=-0.001 k4=-0.03 k5=0 p=1.4 q=-2.6;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

** Variando p **;

proc nlin data=Dados_Diametro_Ajuste_ica outest=coeficientes0;
parms k=1.5 p0=1.4 p1=-0.009 p2=-0.004 p3=0.005 p4=-0.009 p5=0 q=-2.6;
p=p0+p1*is+p2*ic9+p3*ddom+p4*g_par+p5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Diametro_Valida_ica outest=coeficientes0;
parms k=1.5 p0=1.4 p1=-0.009 p2=-0.004 p3=0.005 p4=-0.009 p5=0 q=-2.6;
p=p0+p1*is+p2*ic9+p3*ddom+p4*g_par+p5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

** Variando q **;

proc nlin data=Dados_Diametro_Ajuste_ica outest=coeficientes0;
parms k=1.5 p=1.4 q0=-1 q1=-0.02 q2=-0.01 q3=0 q4=0 q5=0;
q=q0+q1*is+q2*ic9+q3*ddom+q4*g_par+q5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Diametro_Valida_ica outest=coeficientes0;
parms k=1.5 p=1.4 q0=-1 q1=-0.02 q2=-0.01 q3=0 q4=0 q5=0;
q=q0+q1*is+q2*ic9+q3*ddom+q4*g_par+q5*g_desb;
_weight_=1;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste0 r=res0 p=icaest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Homocedasticidade **
*****;

proc plot data=ajuste0;
plot rstd0*icaest0;
run;

** Uma vez detectada heterocedasticidade nos resíduos, faz-se uma regressão linear entre o
logaritmo natural dos resíduos ao quadrado (ln res2) e uma série de variáveis que possam se
correlacionar com os resíduos - Método de Parresol**;
```

```

data Parresol;
set ajuste0;
res2=res0**2;

```

```

lnres2=log(res2);
d1q=d1**2;
lnl1=log(d1);
invd1=1/d1;
lnhdom=log(hdom);
invhdom=1/hdom;
lng=log(g_par);
invG=1/g_par;
Ghdom=g_par*hdom;
lnGhdom=log(Ghdom);
invGhdom=1/Ghdom;
lnmed=log(d_medio);
invdmed=1/d_medio;
dmedhdom=d_medio*hdom;
invdmedhdom=1/dmedhdom;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= d1 h ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 g_par n_par fw d_medio cv_d
dg dmax ddom hdom d1q lnd1 invd1 lnhdome invhdom lng invG Ghdom lnGhdom invGhdom lndmed invdmed
dmedhdom invdmedhdom
/ selection=rsquare best=3 stop=5;
run;

** O modelo selecionado deve ter a colinearidade avaliada **;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= ic4 lnhdome invGhdom dmedhdom invdmedhdom / VIF;
run;

** Ajuste atribuindo peso na minimização dos resíduos quadráticos **;

proc nlin data=Parresol outest=coeficientes1;
parms a=432 m0=0.46 m1=-0.002 m2=-0.002 m3=0.003 m4=-0.005 m5=-0.3;
m=m0+m1*is+m2*ic9+m3*ddom+m4*g_par+m5*g_desb_rel;
peso=exp(13.19226+0.5686*ic4-5.69733*lnhdome+665.20153*invGhdom+0.00256*dmedhdom-
836.95522*invdmedhdom);
_weight_=1/sqrt(peso);
model d2=a*(d1/a)**((idade1/idade2)**m);
output out=ajuste1 r=res1 p=d2est1 h=hat1 student=rstd1 sse=sse1 pres=rpress1;
run;

proc plot data=ajuste1;
plot rstd1*d2est1;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Normalidade dos Resíduos e Outliers **
*****

** Para utilizar quando não foi feito o Método de Parresol, faz-se com ajuste0 **
*****;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 1 **;

data huber1;
set ajuste0;
truque=1;
run;

proc means data=huber1 noprint;
output out=ndados n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res0)=bias;
run;

data huber2;
merge huber1 ndados;
by truque;
run;

proc sort data=huber2;
by rstd0;
run;

data huber3;
set huber2;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber3;
plot rstd0*icaest0;
plot rstd0*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

** Caso os resíduos não sejam normais, utiliza-se a correção com método de Huber **
** Se tiver sido feito o método de Parresol, deve-se utilizar os dados de ajuste1 com o peso
de Parresol no ajuste do modelo **;

```

```

data huber4;
set ajuste0;
absrstd=abs(rstd0);
if absrstd>2 then huber=2/absrstd;
else huber=1;
run;

proc nlin data=huber4 outest=coeficientes2;
parms k0=1 k1=-0.02 k2=-0.01 k3=-0.001 k4=-0.03 k5=0 p=1.4 q=-2.6;
k=k0+k1*is+k2*ic9+k3*ddom+k4*g_par+k5*g_desb;
_weight_=huber;
model ica=exp(k+p*log(d1)+q*log(idade1));
output out=ajuste2 r=res2 p=icaest2 h=hat2 student=rstd2 sse=sse2 pres=rpress2;
run;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 2 **;

data huber5;
set ajuste2;
truque=1;
run;

proc means data=huber5 noprint;
output out=ndados2 n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res2)=bias;
run;

data huber6;
merge huber5 ndados2;
by truque;
run;

proc sort data=huber6;
by rstd2;
run;

data huber7;
set huber6;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

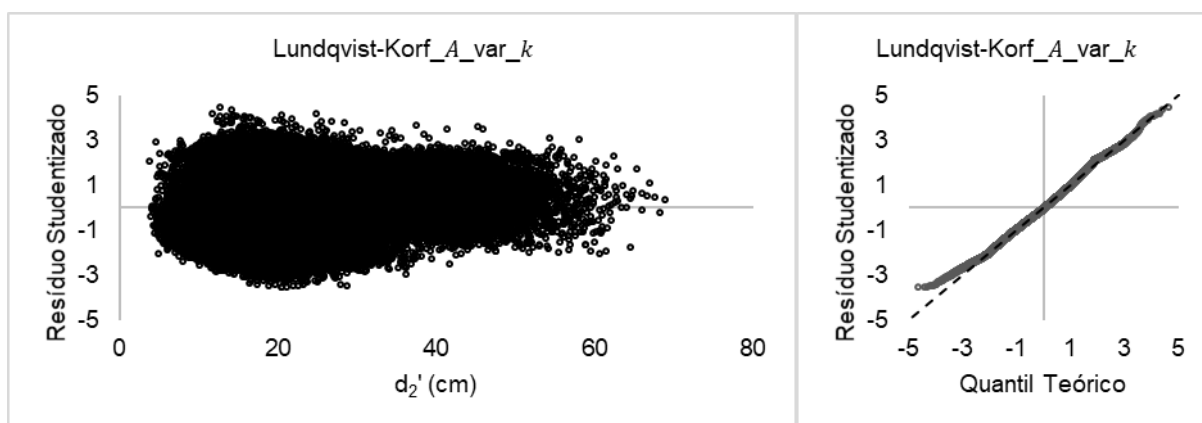
proc plot data=huber7;
plot rstd2*icaest2;
plot rstd2*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

```

**APÊNDICE 6 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS
STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO DE LUNDQVIST-KORF_A_var_k AJUSTADA
COM TODO O CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA ESTIMAR O
CRESCIMENTO EM DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (d) DE ÁRVORES
INDIVIDUAIS DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA
CATARINA**

Denominação	$R^2_{aj.}$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Lundqvist-Korf_A_var_k	0,9932	2,50	0,00723	0,4076	0,00056	0,3877

NOTA: $R^2_{aj.}$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (cm); MAD = média das diferenças absolutas (cm); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (cm); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (cm).



APÊNDICE 7 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE RELAÇÃO HIPSOMÉTRICA GERAL, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DE VARIÁVEIS DO POVOAMENTO FLORESTAL, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® *University Edition*

```

*****
** Subprograma de Ajustamento da Hipsométrica **
*****;

** Análise do comportamento e Escolha das variáveis a influenciar a altura de cada categoria
**
** Em cada categoria a escolha é feita com regressão stepwise e as melhores regressões
lineares **
** Ao final faz-se análise da estatística VIF das variáveis do modelo, se for maior que 10 ou
15 pode considerar-se a eliminação da variável **;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=idade;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=is;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h= ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 / selection=stepwise
slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h= ic1 ic2 ic3 ic4 ic5 ic6 ic7 ic8 ic9 ic10 ic11 ic12 ic13 / selection=rsquare best=3
stop=5 VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=d_medio cv_d dg dmax ddom hdom / selection=rsquare best=2 stop=3 VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=g_par n_par n_par1 n_par100 fw / selection=stepwise slentry=0.01 slstay=0.01 details
VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=g_par n_par n_par1 n_par100 fw / selection=rsquare best=2 stop=3 VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=g_desb g_desb_rel g_desb_rel2 n_desb n_desb_rel n_desb_rel2 / selection=stepwise
slentry=0.01 slstay=0.01 details VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=g_desb g_desb_rel g_desb_rel2 n_desb n_desb_rel n_desb_rel2 / selection=rsquare best=2
stop=3 VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h=idade1 is ic11 ic13 hdom d_medio cv_d g_par fw n_desb_rel / VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h= idade is ic11 cv_d g_par n_desb_rel / VIF;
run;

proc reg data=Dados_Hipsometrica_Tudo;
model h= idade is cv_d g_par / VIF;
run;

*****
** Subprograma para Ajuste da Relação Hipsométrica sem peso **
*****;

** Inicialmente faz-se o ajuste sem variar o parâmetro da função, com valores iniciais

```

```

encontrados na literatura **
** O valor do parâmetro a do 1º ajuste serve como valor inicial para a0, enquanto o valor
inicial de a1 é zero **
** Então, faz-se o ajuste com o parâmetro a variando somente em função de uma única variável,
neste caso idade **
** Os resultados de a0 e a1 deste 1º ajuste são utilizados como valores iniciais para o
próximo ajuste (2º ajuste) **
** O 2º ajuste deve inserir a0 e a1 com os valores iniciais anteriores e o coeficiente a2, com
valor inicial igual a zero **
** Faz-se dessa maneira, até inserir todas as variáveis que influenciam o parâmetro a **
** Deve-se pesquisar também outras variáveis que tenham ficado em segundo e terceiro lugar
dentro das distintas categorias **;

** Variando a **;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Ajuste outest=coeficientes0;
parms a0=-1 a1=0.04 a2=0.02 a3=-0.005 b=-0.07 c=2;
a=a0+a1*idade+a2*is+a3*d_medio;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Valida outest=coeficientes0;
parms a0=-1 a1=0.04 a2=0.02 a3=-0.005 b=-0.07 c=2;
a=a0+a1*idade+a2*is+a3*d_medio;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

** Variando b **;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Ajuste outest=coeficientes0;
parms a=-0.4 b0=-0.009 b1=-0.005 b2=-0.001 b3=-0.0005 b4=0 c=2.2;
b=b0+b1*idade+b2*is+b3*d_medio+b4*g_par;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Valida outest=coeficientes0;
parms a=-0.4 b0=-0.009 b1=-0.005 b2=-0.001 b3=-0.0005 b4=0 c=2.2;
b=b0+b1*idade+b2*is+b3*d_medio+b4*g_par;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

** Variando c **;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Ajuste outest=coeficientes0;
parms a=-1 b=-0.2 c0=0.5 c1=0.04 c2=0.03 c3=-0.005 c4=0;
c=c0+c1*idade+c2*is+c3*cv_d+c4*g_par;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Valida outest=coeficientes0;
parms a=-1 b=-0.2 c0=0.5 c1=0.04 c2=0.03 c3=-0.005 c4=0;
c=c0+c1*idade+c2*is+c3*cv_d+c4*g_par;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

proc nlin data=Dados_Hipsometrica_Tudo outest=coeficientes0;
parms a=-1 b=-0.2 c0=0.5 c1=0.04 c2=0.03 c3=-0.005 c4=0;
c=c0+c1*idade+c2*is+c3*cv_d+c4*g_par;
_weight=1;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste0 r=res0 p=hest0 h=hat0 student=rstd0 sse=sse0 pres=rpress0;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Homocedasticidade **
*****;

proc plot data=ajuste0;
plot rstd0*hest0;
run;

** Uma vez detectada heterocedasticidade nos resíduos, faz-se uma regressão linear entre o
logaritmo natural dos resíduos ao quadrado (ln res2) e uma série de variáveis que possam se
correlacionar com os resíduos - Método de Parresol**;
```

```

data Parresol;
set ajuste0;
res2=res0**2;
lnres2=log(res2);
dq=d**2;
lnd=log(d);
invd=1/d;
lnhdom=log(hdom);
invhdom=1/hdom;
lng=log(g_par);
invG=1/g_par;
Ghdom=g_par*hdom;
lnGhdom=log(Ghdom);
invGhdom=1/Ghdom;
lndmed=log(d_medio);
invdmed=1/d_medio;
dmedhdom=d_medio*hdom;
invdmedhdom=1/dmedhdom;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= d g_par n_par fw d_medio cv_d dq dmax ddom hdom dq lnd invd lnhdom invhdom lng
invG Ghdom lngdom invGhdom lndmed invdmed dmedhdom invdmedhdom
/ selection=rsquare best=3 stop=5;
run;

** o modelo selecionado deve ter a colinearidade avaliada **;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= ic4 lnhdom invGhdom dmedhdom invdmedhdom / VIF;
run;

** Ajuste atribuindo peso na minimização dos resíduos quadráticos **;

proc nlin data=Parresol outest=coeficientes1;
parms a0=-1 a1=0.04 a2=0.02 a3=-0.005 b=-0.07 c=2;
a=a0+a1*idade+a2*is+a3*cv_d;
peso=exp(13.19226+0.5686*ic4-5.69733*lnhdom+665.20153*invGhdom+0.00256*dmedhdom-
836.95522*invdmedhdom);
_weight_=1/sqrt(peso);
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom)))));
output out=ajuste1 r=res1 p=hest1 h=hat1 student=rstd1 sse=sse1 pres=rpress1;
run;

proc plot data=ajuste1;
plot rstd1*d2est1;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Normalidade dos Resíduos e Outliers **

** Para utilizar quando não foi feito o Método de Parresol, faz-se com ajuste0 **
*****;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 1 **;

data huber1;
set ajuste0;
truque=1;
run;

proc means data=huber1 noprint;
output out=ndados n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res0)=bias;
run;

data huber2;
merge huber1 ndados;
by truque;
run;

proc sort data=huber2;
by rstd0;
run;

data huber3;
set huber2;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber3;
plot rstd0*hest0;
plot rstd0*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

** Caso os resíduos não sejam normais, utiliza-se a correção com método de Huber **
** Se tiver sido feito o método de Parresol, deve-se utilizar os dados de ajuste1 com o peso

```



```

de Parresol no ajuste do modelo **;

data huber4;
set ajuste0;
absrstd=abs(rstd0);
if absrstd>2 then huber=2/absrstd;
else huber=1;
run;

proc nlin data=huber4 outest=coeficientes2;
parms a=-1 b=-0.2 c0=0.5 c1=0.04 c2=0.03 c3=-0.005 c4=0;
c=c0+c1*idade+c2*is+c3*cv_d+c4*g_par;
_weight_=huber;
model h=1.3+(hdom*(1+a*exp(b*hdom))*(1-exp(-c*(d/hdom))));
output out=ajuste2 r=res2 p=hest2 h=hat2 student=rstd2 sse=sse2 pres=rpress2;
run;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 2 **;

data huber5;
set ajuste2;
truque=1;
run;

proc means data=huber5 noprint;
output out=ndados2 n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res2)=bias;
run;

data huber6;
merge huber5 ndados2;
by truque;
run;

proc sort data=huber6;
by rstd2;
run;

data huber7;
set huber6;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

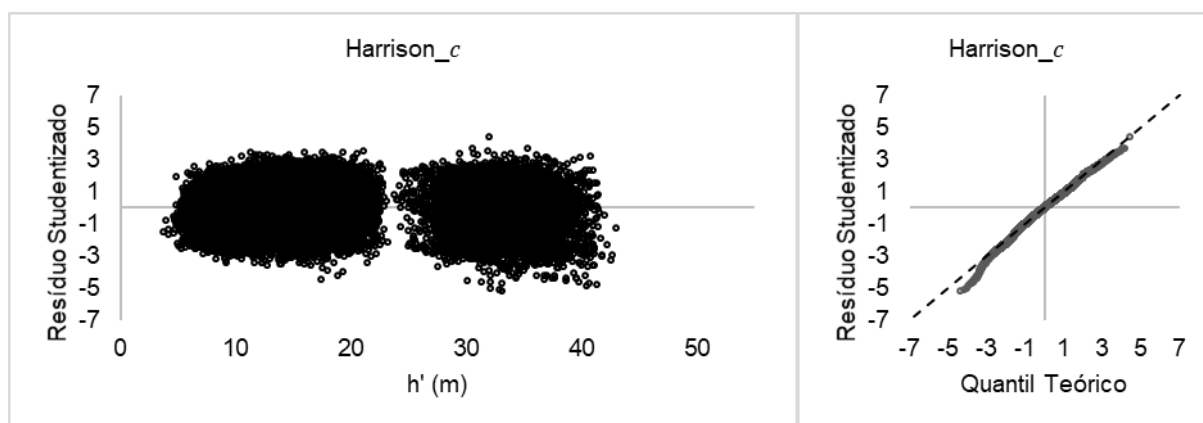
proc plot data=huber7;
plot rstd2*hest2;
plot rstd2*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

```

**APÊNDICE 8 – AJUSTE, PRECISÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RESÍDUOS
STUDENTIZADOS DA EQUAÇÃO HARRISON_*c* AJUSTADA COM TODO O
CONJUNTO DE DADOS, SELECIONADA PARA REPRESENTAR A RELAÇÃO
HIPSOMÉTRICA DE *Pinus taeda* L., NA REGIÃO MEIO OESTE DE SANTA
CATARINA**

Denominação	$R_{aj.}^2$	$syx\%$	MD	MAD	MD_{PRESS}	MAD_{PRESS}
Harrison_ <i>c</i>	0,9820	5,88	-0,01779	0,6722	-0,00623	0,6392

NOTA: $R_{aj.}^2$ = coeficiente de determinação ajustado; $syx\%$ = erro padrão relativo; MD = média das diferenças (m); MAD = média das diferenças absolutas (m); MD_{PRESS} = média das diferenças PRESS (m); MAD_{PRESS} = média das diferenças absolutas PRESS (m).



APÊNDICE 9 – EXEMPLO DE PROGRAMA PARA AJUSTE DE MODELO VOLUMÉTRICO, COM UM DE SEUS PARÂMETROS COMO FUNÇÃO LINEAR DA IDADE, NO APLICATIVO COMPUTACIONAL SAS® *University Edition*

```

*****
** Subprograma de Ajustamento do Volume sem casca **
*****;

** Análise do comportamento da variável idade a influenciar o volume total sem casca **
** Ao final faz-se análise da estatística VIF das variáveis do modelo, se for maior que 10 ou
15 pode considerar-se a eliminação da variável **;

proc reg data=Data_vsc;
model vsc= idade d h / VIF;
run;

*****
** Subprograma para Ajuste do modelo de Schumacher e Hall **
*****;

** Inicialmente faz-se o ajuste sem variar o parâmetro da função, com valores iniciais
encontrados no ajuste linear **
** O valor do parâmetro "c" do 1º ajuste serve como valor inicial para c0, enquanto o valor
inicial de c1 é zero **
** Então, faz-se o ajuste com o parâmetro "c" variando somente em função da idade **;

proc nlin data=Data_vsc outest=coeficientes_simples;
parms a=0.00003 b=1.97 c=1.09;
_weight_=1;
model vsc=a*(d**b)*(h**c);
output out=ajuste_simples r=res0 p=vccest0 h=hat0 student=rstd0 pres=rpress0 sse=sse0;
run;

proc nlin data=Data_vsc outest=coeficientes0;
parms a=0.00003 b=1.74 c0=1.28 c1=0;
c=c0+c1*idade;
_weight_=1;
model vsc=a*(d**b)*(h**c);
output out=ajuste0 r=res0 p=vccest0 h=hat0 student=rstd0 pres=rpress0 sse=sse0;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Homocedasticidade **
*****;

proc plot data=ajuste0;
plot rstd0*vccest0;
run;

** Uma vez detectada heterocedasticidade nos resíduos, faz-se uma regressão linear entre o
logaritmo natural dos resíduos ao quadrado (ln res2) e uma série de variáveis que possam se
correlacionar com os resíduos - Método de Parresol **;

data Parresol;
set ajuste0;
res2=res0**2;
lnres2=log(res2);
dq=d**2;
lnd=log(d);
invd=1/d;
hq=h**2;
lnh=log(h);
invh=1/h;
d2h=(d**2)*h;
lnd2h=log(d2h);
invd2h=1/d2h;
iq=idade**2;
lni=log(idade);
invi=1/idade;
dh2=d*(h**2);
lndh2=log(dh2);
invdh2=1/dh2;
run;

proc reg data=Parresol;
model lnres2= d dq lnd invd hq lnh invh d2h lnd2h invd2h iq lni invi dh2 lndh2 invdh2
/ selection=rsquare best=3 stop=5;
run;

** O modelo selecionado deve ter a colinearidade avaliada **;

```

```

proc reg data=Parresol;
model lnres2= dq invh dh2 invdh2 / VIF;
run;

** Ajuste atribuindo peso na minimização dos resíduos quadráticos **;

proc nlin data=Parresol outest=coeficientes1;
parms a=0.00003 b=1.74 c0=1.28 c1=0;
c=c0+c1*idade;
peso=exp(-6.58665+0.00193*dq-35.81357*invh-0.00002200*dh2-106.26676*invdh2);
_weight_=1/sqrt(peso);
model vsc=a*(d**b)*(h**c);
output out=ajuste1 r=res1 p=vccest1 h=hat1 student=rstd1 pres=rpress1 sse=sse1;
run;

proc plot data=ajuste1;
plot rstd1*vccest1;
run;

*****
** Subprograma para Análise da Normalidade dos Resíduos e Outliers **

** Para utilizar quando não foi feito o Método de Parresol, faz-se com ajuste0 **
*****;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 1 **;

data huber1;
set ajuste1;
truque=1;
run;

proc means data=huber1 noprint;
output out=ndados n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res0)=bias;
run;

data huber2;
merge huber1 ndados;
by truque;
run;

proc sort data=huber2;
by rstd1;
run;

data huber3;
set huber2;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber3;
plot rstd1*vccest1;
plot rstd1*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;

** Caso os resíduos não sejam normais, utiliza-se a correção com método de Huber **
** Se tiver sido feito o método de Parresol, deve-se utilizar os dados de ajuste1 com o peso
de Parresol no ajuste do modelo **;

data huber4;
set ajuste1;
absrstd=abs(rstd1);
if absrstd>2 then huber=2/absrstd;
else huber=1;
run;

proc nlin data=huber4 outest=coeficientes2;
parms a=0.00003 b=1.74 c0=1.28 c1=0;
c=c0+c1*idade;
peso=exp(-6.58665+0.00193*dq-35.81357*invh-0.00002200*dh2-106.26676*invdh2);
_weight_=1/sqrt(peso)*huber;
model vsc=a*(d**b)*(h**c);
output out=ajuste2 r=res3 p=vccest2 h=hat2 student=rstd2 pres=rpress2 sse=sse2;
run;

** Verificação de Normalidade dos Resíduos 2 **;

data huber5;
set ajuste2;
truque=1;
run;

proc means data=huber5 noprint;
output out=ndados2 n(truque)=ndados mean(truque)=truque mean(res2)=bias;

```

```
run;

data huber6;
merge huber5 ndados2;
by truque;
run;

proc sort data=huber6;
by rstd2;
run;

data huber7;
set huber6;
nd+1;
prob=nd/(ndados+1);
res_norm=probit(prob);
run;

proc plot data=huber7;
plot rstd2*vccest2;
plot rstd2*res_norm res_norm*res_norm / overlay;
run;
```

REFERÊNCIAS GERAIS

ABRAF – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE PRODUTORES DE FLORESTAS PLANTADAS. **Anuário estatístico ABRAF 2013 ano base 2012**. Brasília: ABRAF, 2013. 148 p.

ADAME, P.; HYNYNEN, J.; CAÑELLAS, I.; RÍO, M. del. Individual-tree diameter growth model for rebollo oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) coppices. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 255, n. 3-4, p. 1011-1022, 2008.

ADAME, P.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I. Modeling individual-tree mortality in Pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) stands. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 67, n. 8, p. 810(10), 2010.

AHRENS, S.; HOLBERT, D. Uma função para forma de tronco e volume de *Pinus taeda* L. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 3, p. 37-68, 1981.

ALDER, D. A distance-independent tree model for exotic conifer plantations in East Africa. **Forest Science**, Bethesda, v. 25, n. 1, p. 59-71, 1979.

ALEGRIA, C.; TOMÉ, M. A tree distance-dependent growth and yield model for naturally regenerated pure uneven-aged maritime pine stands in central inland of Portugal. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 70, n. 3, p. 261-276, 2013.

ALEGRIA, C. M. M. **Estudo da dinâmica do crescimento e produção dos povoamentos naturais de pinheiro bravo na região de Castelo Branco**. 498 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 2004.

ALLEN II, M. G.; BURKHART, H. E. A comparison of alternative data sources for modeling site index in loblolly pine plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 45, n. 8, p. 1026-1033, 2015.

AMARO, A.; REED, D.; TOMÉ, M.; THEMIDO, I. Modeling dominant height growth: *Eucalyptus* plantations in Portugal. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 37-46, 1998.

AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E.; LIU, J. Modeling survival in juvenile and mature loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 90, n. 1, p. 51-58, 1997.

AMATEIS, R. L.; BURKHART, H. E.; WALSH, T. A. Diameter increment and survival equations for loblolly pine trees growing in thinned and unthinned plantations on cutover, site-prepared lands. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 13, n. 4, p. 170-174, 1989.

ANDREASSEN, K.; TOMTER, S. M. Basal area growth models for individual trees of Norway spruce, Scots pine, birch and other broadleaves in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 180, n. 1-3, p. 11-24, 2003.

ANTÓN-FERNÁNDEZ, C.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling the effects of initial spacing on stand basal area development of loblolly pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 58, n. 2, p. 95-105, 2012.

ARABATZIS, A. A.; BURKHART, H. E. An evaluation of sampling methods and model forms for estimating height-diameter relationships in loblolly pine plantations. **Forest Science**, Bethesda, v. 83, n. 1, p. 192-198, 1992.

ARNEY, J. D. A modeling strategy for the growth projection of managed stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 15, n. 3, p. 511-518, 1985.

ASSIS, A. L. de; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; ACERBI JÚNIOR, F. W.; OLIVEIRA, A. D. de. Comparação de modelos polinomiais segmentados e não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes ao longo do fuste de *Pinus taeda*. **Cerne**, Lavras, v. 7, n. 1, p. 20-40, 2001.

ASSIS, A. L. de; SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação de modelos polinomiais não-segmentados na estimativa de diâmetros e volumes comerciais de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 12, n. 1, p. 89-107, 2002.

ASSMANN, E. **The principles of forest yield study**. Oxford: Pergamon Press, 1970. 506 p.

EVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. 5 ed. New York: McGraw-Hill, 2002. 456 p.

AVILA, O. B.; BURKHART, H. E. Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 22, n. 12, p. 1878-1882, 1992.

BAILEY, R. L.; CLUTTER, J. L. Base-age invariant polymorphic site curves. **Forest Science**, Bethesda, v. 20, n. 2, p. 155-159, 1974.

BARROS, D. A. de; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 3-28, 2002.

BARTOSZECK, A. C. P. S. **Evolução da relação hipsométrica e da distribuição diamétrica em função dos fatores idade, sítio e densidade inicial em bracatingais da região metropolitana de Curitiba**. 214 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2000.

BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. de. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 4, p. 517-533, 2004.

BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. de. Modelagem da relação hipsométrica para bracatingais da região metropolitana de Curitiba – PR. **Floresta**, Curitiba, v. 32, n. 2, p. 189-204, 2002.

BATISTA, J. L. F.; COUTO, H. T. Z. do; SILVA FILHO, D. F. da. **Quantificação de recursos florestais: árvores, arvoredos e florestas**. São Paulo: Oficinas de Textos, 2014. 384 p.

BELLA, I. E. A new competition model for individual trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 17, n. 3, p. 364-372, 1971.

BETTINGER, P.; BOSTON, K.; SIRY, J. P.; GREBNER, D. L. **Forest management and planning**. Amsterdam: Elsevier, 2009. 331 p.

BIGLER, C.; BUGMANN, H. Growth-dependent tree mortality models based on tree rings. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 33, n. 2, p. 210-221, 2003.

BINKLEY, D. A hypothesis about the interaction of tree dominance and stand production through stand development. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 190, n. 2-3, p. 265-271, 2004.

- BINKLEY, D.; KASHIAN, D. M.; BOYDEN, S.; KAYE, M. W.; BRADFORD, J. B.; ARTHUR, M. A.; FORNWALT, P. J.; RYAN, M. G. Patterns of growth dominance in forests of the Rocky Mountains, USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 193-201, 2006.
- BINKLEY, D. **Forest Nutrition Management**. New York: John Wiley and Sons, 1986. 290 p.
- BINKLEY, D.; STAPE, J. L.; RYAN, M. G.; BARNARD, H. R.; FOWNES, J. H. Age-related decline in forest ecosystem growth: an individual-tree, stand-structure hypothesis. **Ecosystems**, Berlin, v. 5, n. 1, p. 58-67, 2002.
- BOTKIN, D. B. **Forest dynamics: an ecological model**. Oxford: Oxford University Press, 1993. 309 p.
- BOTKIN, D. B.; JANAK, J. F.; WALLIS, J. R. Some ecological consequences of a computer model of forest growth. **Journal of Ecology**, London, v. 60, n. 3, p. 849-872, 1972.
- BRAVO-OVIEDO, A.; DEL RÍO, M.; MONTERO, G. Site index curves and growth model for Mediterranean maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 201, n. 2-3, p. 187-197, 2004.
- BRAVO-OVIEDO, A.; STERBA, H.; RÍO, M. del; BRAVO, F. Competition-induced mortality for Mediterranean *Pinus pinaster* Ait. and *P. sylvestris* L. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 222, n. 1-3, p. 88-98, 2006.
- BRAVO-OVIEDO, A.; TOMÉ, M.; BRAVO, F.; MONTERO, G.; DEL RÍO, M. Dominant height growth equations including site attributes in the generalized algebraic difference approach. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 38, n. 9, p. 2348-2358, 2008.
- BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with application to species of the Great Lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 13, n. 4, p. 601-608, 1983.
- BUGMANN, H. A review of forest gap models. **Climatic Change**, Amsterdam, v. 51, p. 259-305, 2001.
- BULL, H. The use of polymorphic curves in determining site quality in young red pine plantations. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 43, n. 1, p. 1-28, 1931.
- BURKHART, H. E.; FARRAR, K. D.; AMATEIS, R. L.; DANIELS, R. F. **Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas**. Blacksburg: Virginia Tech – Department of Forestry, 2001. 28 p.
- BURKHART, H. E. Suggestions for choosing an appropriate level for modelling forest stands. In: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. **Modelling Forest Systems**. Wallingford: CABI Publishing, 2003. p. 3-10.
- BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling forest trees and stands**. New York: Springer, 2012. 457 p.
- BURNS, R. M.; HONKALA, B. H. **Silvics of North America**. v. 1 Conifers. Washington: USDA Forest Service, 1990. 1383 p.
- CALDATO, S. L.; LONGHI, S. J.; FLOSS, P. A. Estrutura populacional de *Ocotea porosa* (Lauraceae) em uma Floresta Ombrófila Mista, em Caçador (SC). **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 89-101, 1999.
- CALDEIRA, M. V. W.; SCHUMACHER, M. V.; SCHEEREN, L. W.; BARICHELLO, L. R.; WATZLAWICK, L. F. Relação hipsométrica para *Acacia mearnsii* com diferentes idades. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 57-68, 2002.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa: Editora da UFV, 2009. 548 p.
- CAO, Q. V. Annual tree growth predictions based on periodic measurements. In: IUFRO SYMPOSIUM ON STATISTICS AND INFORMATION TECHNOLOGY IN FORESTRY, 2002, Blacksburg. **Anais...** Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 2002. p. 7-13.
- CAO, Q. V. Prediction of annual diameter growth and survival for individual trees from periodic measurements. **Forest Science**, Bethesda, v. 46, n. 1, p. 127-131, 2000.
- CAO, Q. V. Predictions of individual-tree and whole-stand attributes for loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 236, n. 2-3, p. 342-347, 2006.
- CAO, Q. V.; STRUB, M. Evaluation of four methods to estimate parameters of an annual tree survival and diameter growth model. **Forest Science**, Bethesda, v. 54, n. 6, p. 617-624, 2008.
- CARDOSO, D. J.; MACHADO, S. A.; ROSOT, N. C.; EMERENCIANO, D. B. Avaliação da influência dos fatores idade e sítio na relação hipsométrica para *Pinus taeda* nas regiões central e sudoeste do estado do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 19, n. 1, p. 96-115, 1989.
- CARMEAN, W. H. Forest site quality evaluation in the United States. **Advances in Agronomy**, New York, v. 27, p. 209-269, 1975.
- CASTRO NETO, F. de. **Uso de variáveis climáticas para classificação de sítios em povoamentos de eucalipto**. 135 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2015.
- CASTRO, R. V. O.; CUNHA, A. B.; SILVA, L. V. da; LEITE, H. G.; SILVA, A. A. L. da. Modelagem do crescimento e produção para um povoamento de *Eucalyptus* utilizando dois métodos para quantificação do índice de local. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 43, n. 105, p. 83-90, 2015.
- CASTRO, R. V. O. **Modelagem do crescimento em nível de árvores individuais utilizando redes neurais e autómatos celulares**. 80 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.
- CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B.; LEITE, H. G.; SOUZA, A. L. de; NOGUEIRA, G. S.; MARTINS, F. B. Individual growth model for *Eucalyptus* stands in Brazil using Artificial Neural Network. **Forestry**, v. 2013, ID do artigo 196832, 12 p., 2013a.
- CASTRO, R. V. O.; SOARES, C. P. B.; MARTINS, F. B.; LEITE, H. G. Crescimento e produção de plantios comerciais de eucalipto estimados por duas categorias de modelos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 48, n. 3, p. 287-295, 2013b.
- CIESZEWSKI, C. J.; BAILEY, R. L. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. **Forest Science**, Bethesda, v. 46, n. 1, p. 116-126, 2000.
- CIESZEWSKI, C. J. Comparing fixed- and variable-base-age site equations having single versus multiple asymptotes. **Forest Science**, Bethesda, v. 48, n. 1, p. 7-23, 2002.
- CIESZEWSKI, C. J. Developing a well-behaved dynamic site equation using a modified Hossfeld IV function $Y^3 = (ax^m)/(c+x^{m-1})$, a simplified mixed-model and scant subalpine fir data. **Forest Science**, Bethesda, v. 49, n. 4, p. 539-554, 2003.
- CIESZEWSKI, C. J. **GADA derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes from Richards, Weibull, and other exponential functions**. Athens: University of Georgia, 2004. 16 p. (PMRC Technical Report)

- CIESZEWSKI, C. J.; STRUB, M. Generalized algebraic difference approach derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes from exponential and logarithmic functions. **Forest Science**, Bethesda, v. 54, n. 3, p. 303-315, 2008.
- CIESZEWSKI, C. J. Three methods of deriving advanced dynamic site equations demonstrated on inland Douglas-fir site curves. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 31, n. 1, p. 165-173, 2001.
- CIESZEWSKI, C. J.; ZASADA, M.; STRUB, M. Analysis of different base models and methods of site model derivation for Scots Pine. **Forest Science**, Bethesda, v. 52, n. 2, p. 187-197, 2006.
- CHASSOT, T.; FLEIG, F. D.; FINGER, C. A. G.; LONGHI, S. J. Modelos de crescimento em diâmetro de árvores individuais de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze em Floresta Ombrófila Mista. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 21, n. 2, p. 303-313, 2011.
- CLUTTER, J. L.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V.; BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management**: a quantitative approach. New York: John Wiley and Sons, 1983. 333 p.
- COLBERT, J. J.; SCHUCKERS, M.; FEKEDULEGN, D.; RENTCH, J.; MACSIÚRTÁIN, M.; GOTTSCHALK, K. Individual tree basal-area growth parameter estimates for four models. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 174, n. 1-2, p. 115-126, 2004.
- CONDÉS, S.; STERBA, H. Comparing an individual tree growth model for *Pinus halepensis* Mill. in the Spanish region of Murcia with yield tables gained from the same area. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 127, n. 3, p. 253-261, 2008.
- COUTO, H. T. Z. do; BASTOS, N. L. M. Modelos de equações de volume e relações hipsométricas para plantações de *Eucalyptus* no estado de São Paulo. **IPEF**, Piracicaba, n. 37, p. 33-44, 1987.
- CRECENTE-CAMPO, F.; MARSHALL, P.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R. Modeling non-catastrophic individual-tree mortality for *Pinus radiata* plantations in northwestern Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 257, n. 6, p. 1542-1550, 2009.
- CRECENTE-CAMPO, F.; SOARES, P.; TOMÉ, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Modelling annual individual-tree growth and mortality of Scots pine with data obtained at irregular measurement intervals and containing missing observations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 260, n. 11, p. 1965-1974, 2010.
- CUNHA NETO, F. R. da; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; CALEGÁRIO, N.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso da diferença algébrica para construção de curvas de índice de sítio para *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* na região de Luiz Antonio – SP. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 2, p. 119-141, 1996.
- CURTIS, R. O. Height-diameter and height-diameter-age equations for second-growth douglas-fir. **Forest Science**, Bethesda, v. 13, n. 4, p. 365-375, 1967.
- DANIELS, R. F.; BURKHART, H. E. **Simulation of individual tree growth and stand development in managed loblolly pine plantations**. Blacksburg: Virginia Polytechnic Institute and State University, 1975. 69 p.
- DANIELS, R. F. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. **Forest Science**, Bethesda, v. 22, n. 4, p. 454-456, 1976.
- DAS, A. J.; STEPHENSON, N. L. Improving estimates of tree mortality probability using potential growth rate. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 45, n. 7, p. 920-928, 2015.
- DAVID, H. C.; MARINHESKI FILHO, A.; PELISSARI, A. L.; PÉLLICO NETTO, S.; ARAÚJO, E. J. G. de; BAUM, L. Critérios de estratificação para o ajuste de funções de afilamento em fustes de pinus. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 34, n. 79, p. 197-206, 2014.
- DAVID, H. C.; PÉLLICO NETTO, S.; ARCE, J. E.; CORTE, A. P. D.; MARINHESKI FILHO, A.; BEHLING, A. Updating of dominant height growth modeling and site index of *Pinus taeda* L. in southern Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, Amã, v. 9, n. 2, p. 115-125, 2015.
- DAVIS, L. S.; JOHNSON, K. N.; BETTINGER, P.; HOWARD, T. E. **Forest management**: to sustain ecological, economic and social values. 4 ed. Long Grove: Waveland Press, Inc., 2001. 804 p.
- DELLA-FLORA, J. B.; DURLO, M. A.; SPATHELF, P. Modelo de incremento para árvores singulares – *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 1, p. 165-177, 2004.
- DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Dynamic site model for loblolly pine (*Pinus taeda* L.) plantations in the United States. **Forest Science**, Bethesda, v. 52, n. 3, p. 262-272, 2006.
- DIÉGUEZ-ARANDA, U.; CASTEDO-DORADO, F.; ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, J. G.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R. Modelling mortality of scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in the northwest of Spain. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 2, p. 143-153, 2005.
- DIÉGUEZ-ARANDA, U.; GONZÁLEZ, J. G. A.; ANTA, M. B.; ALBORECA, A. R. Site quality equations for *Pinus sylvestris* L. plantations in Galicia (northwestern Spain). **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 62, n. 2, p. 143-152, 2005.
- DOBBERTIN, M. Tree growth as indicator of tree vitality and of tree reaction to environmental stress: a review. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 4, p. 319-333, 2005.
- DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. 3 ed. New York: John Wiley and Sons, 1998. 706 p.
- DRESCHER, R.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Sortimentos de *Pinus elliottii* Engelm para a região da Serra do Sudeste do estado do Rio Grande do Sul – Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 2, p. 55-73, 1999.
- EID, T.; TUHUS, E. Models for individual tree mortality in Norway. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 154, n. 1-2, p. 69-84, 2001.
- EISFELD, R. L.; MELLO, A. A.; SANQUETTA, C. R.; WEBER, K. S. Avaliação de modelos polinomiais na estimativa de volume total e por sortimento de *Pinus taeda*. **Brasil Florestal**, Brasília, v. 23, n. 79, p. 9-15, 2004.
- EISFELD, R. L.; VIGOLO, D. Z.; SANQUETTA, C. R.; MELLO, A. A. Modelo de Hradetzky aplicado à estimativa do volume total para *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze. **Ambiência**, Guarapuava, v. 4, n. 1, p. 51-66, 2008.
- EPSTEIN, E.; BLOOM, A. J. **Nutrição mineral de plantas**: Princípios e perspectivas. 2. ed. Londrina: Editora Planta, 2006. 403 p.

- ERCANLI, İ.; KAHRİMAN, A.; YAVUZ, H. Dynamic base-age invariant site index models based on generalized algebraic difference approach for mixed Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) and Oriental beech (*Fagus orientalis* Lipsky) stands. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry**, Ankara, v. 38, n. 1, p. 134-147, 2014.
- FARR, W. A.; JOHNSON, R. R. Comparison of some individual-tree height-increment models for western hemlock and sitka spruce in southeast Alaska. In: EK, A. R.; SHIFLEY, S. R.; BURK, T. E. **Forest growth modelling and prediction**. Saint Paul: USDA Forest Service, 1988. p. 184-191.
- FAVALESSA, C. M. C.; UBIALLI, J. A.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R.; ACOSTA, F. C. Equações de sortimentos para *Tectona grandis* na região Centro-Sul de Mato Grosso. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 389-399, 2012a.
- FAVALESSA, C. M. C.; UBIALLI, J. A.; CALDEIRA, S. F.; DRESCHER, R. Funções de afilamento não segmentadas e segmentadas para *Tectona grandis* na região Centro-Sul matogrossense. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 72, p. 373-387, 2012b.
- FIGUEIREDO, E. O.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de. Seleção de modelos polinomiais para representar o perfil e volume do fuste de *Tectona grandis* L.f. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 36, n. 4, p. 465-482, 2006.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; BORDERS, B. E.; HITCH, K. L. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 83, n. 1-2, p. 39-46, 1996.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; KOHLER, S. V.; VERUSSA, A. A.; CHIQUETTO, A. L. Evolution of the hypsometric relationship in *Araucaria angustifolia* plantations in the mid-south region of Paraná state. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 3, p. 347-357, 2010.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; KOHLER, S. V.; FELDE, J. L.; DIAS, A. N. Dinâmica do afilamento do tronco e da produção de madeira em plantios de *Araucaria angustifolia*. **Cerne**, Lavras, v. 20, n. 4, p. 595-603, 2014a.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; MIRANDA, R. O. V. de; RETSLAFF, F. A. S. **Compêndio de equações de volume e de afilamento de espécies florestais plantadas e nativas para as regiões geográficas do Brasil**. Curitiba: Os autores, 2014b. 306 p.
- FISCHER, F.; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; MELLO, J. M. de; MAESTRI, R. Exatidão dos modelos polinomiais não-segmentados e das razões entre volumes para representar o perfil do tronco de *Pinus taeda*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 167-188, 2001.
- FLEWELLING, J. W.; MONSERUD, R. A. Comparing methods for modelling tree mortality. **USDA Forest Service Proceedings**, Fort Collins, v. 25, p. 168-177, 2002.
- FONTES, L.; TOMÉ, M.; COELHO, M. B.; WRIGHT, H.; LUIS, J. S.; SAVILL, P. Modelling dominant height growth of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) in Portugal. **Forestry**, Oxford, v. 76, n. 5, p. 509-523, 2003.
- FORTIN, M.; BÉDARD, S.; DEBLOIS, J.; MEUNIER, S. Predicting individual tree mortality in northern hardwood stands under uneven-aged management in southern Québec, Canada. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 65, n. 2, p. 205(12), 2008.
- FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1-3, p. 10-19, 2007a.
- FOX, J. C.; BI, H.; ADES, P. K. Spatial dependence and individual-tree growth models II. Modelling spatial dependence. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 245, n. 1-3, p. 20-30, 2007b.
- FRANKLIN, J. F.; SHUGART, H. H.; HARMON, M. E. Tree death as an ecological process: the causes, consequences, and variability of tree mortality. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 550-556, 1987.
- GAERTNER, E. E. Tree growth in relation to the environment. **The Botanical Review**, New York, v. 30, n. 3, p. 393-436, 1964.
- GERNANDT, D. S.; LÓPEZ, G. G.; GARCÍA, S. O.; LISTON, A. Phylogeny and classification of *Pinus*. **Taxon**, Bratislava, v. 54, n. 1, p. 29-42, 2005.
- GLOVER, G. R.; HOOL, J. N. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 25, n. 2, p. 275-282, 1979.
- GOES, F. A. **Modelação do crescimento da árvore individual de *Eucalyptus globulus* Labill.** 57 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Gestão da Informação) – Instituto Superior de Estatística e Gestão da Informação, Universidade Nova de Lisboa, Lisboa, 2012.
- GOMPERTZ, B. On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, London, v. 115, p. 513-583, 1825.
- GOWER, S. T.; McMURTRIE, R. E.; MURTY, D. Aboveground net primary production decline with stand age: potential causes. **Trends in Ecology and Evolution**, Maryland Heights, v. 11, n. 9, p. 378-382, 1996.
- HAMILTON Jr., D. A. A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of northern Idaho. **Forest Science**, Bethesda, v. 32, n. 4, p. 989-1000, 1986.
- HAMILTON Jr., D. A.; REHFELDT, G. E. Using individual tree growth projection models to estimate stand-level gains attributable to genetically improved stock. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 68, n. 2-3, p. 189-207, 1994.
- HARRISON, W. C.; BURK, T. E.; BECK, D. E. Individual tree basal area increment and total height equations for appalachian mixed hardwoods after thinning. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 10, n. 2, p. 99-104, 1986.
- HARTMANN, H.; MESSIER, C.; BEAUDET, M. Improving tree mortality models by accounting for environmental influences. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 37, n. 11, p. 2106-2114, 2007.
- HASENAUER, H.; MONSERUD, R. A.; GREGOIRE, T. G. Using simultaneous regression techniques with individual-tree growth models. **Forest Science**, Bethesda, v. 44, n. 1, p. 87-95, 1998.
- HASENAUER, H. **Sustainable forest management: growth models for Europe**. Berlin: Springer, 2006. 398 p.
- HAWKES, C. Woody plant mortality algorithms: description, problems and progress. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 126, n. 2-3, p. 225-248, 2000.
- HÖKKÄ, H.; GROOT, A. An individual-tree basal area growth model for black spruce in second-growth peatland stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 29, n. 5, p. 621-629, 1999.
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. 2 ed. New York: John Wiley and Sons, 2000. 375 p.

HUANG, S.; TITUS, S. J. An individual tree height increment model for mixed white spruce-aspen stands in Alberta, Canada. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 123, n. 1, p. 41-53, 1999.

HUANG, S.; TITUS, S. J. An individual tree diameter increment model for white spruce in Alberta. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 25, n. 9, p. 1455-1465, 1995.

HUBER, P. J. Robust estimation of a location parameter. **The Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.

HUEBSCHMANN, M. M.; GERING, L. R.; LYNCH, T. B.; BITOKI, O.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for uneven-aged shortleaf pine stands. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 24, n. 2, p. 112-120, 2000.

HYNYNEN, J.; BURKHART, H. E.; ALLEN, H. L. Modeling tree growth in fertilized midrotation loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 107, n. 1-3, p. 213-229, 1998.

HYNYNEN, J. Predicting the growth response to thinning for scots pine stands using individual-tree growth models. **Silva Fennica**, Helsinki, v. 29, n. 3, p. 225-246, 1995.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico da vegetação brasileira. n. 1. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 275 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Manuais técnicos em geociências**: Manual técnico de pedologia. n. 4. 2 ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. 300 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção da extração vegetal e da silvicultura**. v. 29. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. 56 p.

INOUE, S.; SHIROTA, T.; MITSUDA, Y.; ISHII, H.; GYOKUSEN, K. Effects of individual size, local competition and canopy closure on the stem volume growth in a monoclonal Japanese cedar (*Cryptomeria japonica* D. Don) plantation. **Ecological Research**, Kyoto, v. 23, n. 6, p. 953-964, 2008.

JOLY, A. B. **Botânica**: introdução à taxonomia vegetal. 13 ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2002. 777 p.

JUMA, R.; PUKKALA, T.; MIGUEL, S. de; MUCHIRI, M. Evaluation of different approaches to individual tree growth and survival modelling using data collected at irregular intervals – a case study for *Pinus patula* in Kenya. **Forest Ecosystems**, London, v. 1, p. 14(13), 2014.

KERMACK, K. A. A biometrical study of *Micraster coranguinum* and *M. (Isomicraster) senonensis*. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**, London, v. 237, n. 649, p. 375-428, 1954.

KIERNAN, D. H.; BEVLACQUA, E.; NYLAND, R. D. Individual-tree diameter growth model for sugar maple trees in uneven-aged northern hardwood stands under selection system. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 256, n. 9, p. 1579-1586, 2008.

KIMMINS, J. P.; MAILLY, D.; SEELY, B. Modelling forest ecosystem net primary production: the hybrid simulation approach used in FORECAST. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 122, n. 3, p. 195-224, 1999.

KIMMINS, J. P. **Scientific foundations for the simulation of ecosystem function and management in FORCYTE-11**. Edmonton: Forestry Canada, Northwest Region, Northern Forestry Centre, 1993. 88 p.

KIRSCHBAUM, M. U. F. Direct and indirect climate change effects on photosynthesis and transpiration. **Plant Biology**, Hoboken, v. 6, n. 3, p. 242-253, 2004.

KOEHLER, A.; FIRKOWSKI, C. Descascamento de pinus por macaco-prego (*Cebus apella*). **Floresta**, Curitiba, v. 24, n. 1-2, p. 61-75, 1994.

KOHLER, S. V.; KOEHLER, H. S.; FIGUEIREDO FILHO, A. Modelos de Afilamento para *Pinus taeda* por classe de idade. **Floresta e Ambiente**, Seropédica, v. 20, n. 4, p. 470-479, 2013.

KRAJICEK, J. E.; BRINKMAN, K. A.; GINGRICH, S. F. Crown competition – a measure of density. **Forest Science**, Bethesda, v. 7, n. 1, p. 35-42, 1961.

KURASZ, G. **Sistema de informações geográficas aplicado ao zoneamento ambiental da Reserva Florestal Embrapa/Epagri, Caçador/SC**. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2005.

LANDSBERG, J. Modelling forest ecosystems: state of the art, challenges, and future directions. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 33, n. 3, p. 385-397, 2003.

LANDSBERG, J.; SANDS, P. **Physiological ecology of forest production**: principles, processes and models. 4 v. London: Academic Press, 2011. 325 p.

LANSSANOVA, L. R.; UBIALLI, J. A.; ARCE, J. E.; PELISSARI, A. L.; FAVALESSA, C. M. C.; DRESCHER, R. Avaliação de funções de afilamento para estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma amazônico mato-grossense. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 2, p. 215-224, 2013.

LAUBHANN, D.; STERBA, H.; REINDS, G. J.; VRIES, W. de. The impact of atmospheric deposition and climate on forest growth in European monitoring plots: an individual tree growth model. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 258, n. 8, p. 1751-1761, 2009.

LEDUC, D.; GOELZ, J. A height-diameter curve for longleaf pine plantations in the Gulf Coastal Plain. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 33, n. 4, p. 164-170, 2009.

LEE, W.; VON GADOW, K.; CHUNG, D.; LEE, J.; SHIN, M. DBH growth model for *Pinus densiflora* and *Quercus variabilis* mixed forests in cetral Korea. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 176, n. 1-2, p. 187-200, 2004.

LEE, Y. Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 47, n. 1, p. 29-32, 1971.

LEITE, H. G.; GAMA, J. R. V.; CRUZ, J. P. da; SOUZA, A. L. de. Função de afilamento para *Virola surinamensis* (Roll.) Warb. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 1, p. 99-106, 2006.

LHOTKA, J. M.; LOEWENSTEIN, E. F. An individual-tree diameter growth model for managed uneven-aged oak-shortleaf pine stands in the Ozark Highlands of Missouri, USA. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 261, n. 3, p. 770-778, 2011.

LIEBSCH, D.; MIKICH, S. B.; OLIVEIRA, E. B. de; MOREIRA, J. M. M. Á. P. Descascamento de *Pinus taeda* por macacos-prego (*Sapajus nigritus*): tipos e intensidades de danos e seus impactos sobre o crescimento das árvores. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 43, n. 105, p. 37-49, 2015.

- LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory**. 2 v. München: BLV Verlagsgesellschaft, 1973. 469 p.
- LORENZI, H.; SOUZA, H. M. de; TORRES, M. A. V.; BACHER, L. B. **Árvores exóticas no Brasil: madeiras, ornamentais e aromáticas**. Nova Odessa: Instituto Plantarum de Estudos da Flora Ltda., 2003. 368 p.
- LUNDQVIST, B. **Om höjdtvecklingen i kulturbestånd av tall och gran i Norrland**. Stockholm: Meddelanden från statens skogsforskningsinstitut, 1957, 64 p.
- LYNCH, T. B.; HITCH, K. L.; HUEBSCHMANN, M. M.; MURPHY, P. A. An individual-tree growth and yield prediction system for even-aged natural shortleaf pine forests. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 23, n. 4, p. 203-211, 1999.
- LYNCH, T. B.; MURPHY, P. A. A compatible height prediction and projection system for individual trees in natural, even-aged shortleaf pine stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 41, n. 1, p. 194-209, 1995.
- MABVURIRA, D.; MIINA, J. Individual-tree growth and mortality models for *Eucalyptus grandis* (Hill) Maiden plantations in Zimbabwe. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 161, n. 1-3, p. 231-245, 2002.
- MACHADO, S. A.; BAILEY, R. L.; BASSO, S. F.; BEVILACQUA JÚNIOR, V. G. Análise do comportamento da relação hipsométrica com respeito à idade para plantações de *Pinus elliottii* no estado do Paraná. **Cerne**, Lavras, v. 1, n. 1, p. 5-12, 1994.
- MACHADO, S. A.; BARROS, D. A. de; SCOLFORO, J. R. S.; ACERBI JÚNIOR, F. W. The effects of successive thinnings on the hypsometric function for *Pinus oocarpa* stands. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 2, p. 397-406, 2011.
- MACHADO, S. A.; CONCEIÇÃO, M. B. da; FIGUEIREDO, D. J. de. Modelagem do volume individual para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa*. **Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 4, n. 2, p. 185-197, 2002.
- MACHADO, S. A. Estimativa de sobrevivência de *Pinus taeda* em plantios homogêneos. **Floresta**, Curitiba, v. 10, n. 1, p. 73-76, 1979.
- MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. **Dendrometria**. 2 ed. Guarapuava: UNICENTRO, 2009. 316 p.
- MACHADO, S. A.; FIGURA, M. A.; SILVA, L. C. R. da; TÊO, S. J.; STOLLE, L. URBANO, E. Modelagem volumétrica para bracatinga (*Mimosa scabrella*) em povoamentos da região metropolitana de Curitiba. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, n. 56, p. 17-29, 2008.
- MACHADO, S. A.; URBANO, E.; CONCEIÇÃO, M. B. da; FIGUEIREDO FILHO, A.; FIGUEIREDO, D. J. de. Comparação de modelos de afilamento do tronco para diferentes idades e regimes de desbaste em plantações de *Pinus oocarpa* Schiede. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 48, p. 41-64, 2004.
- MACKINNEY, A. L.; SCHUMACHER, F. X.; CHAIKEN, L. E. Construction of yield tables for nonnormal loblolly pine stands. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 54, n. 7, p. 531-545, 1937.
- MÄKELÄ, A.; LANDSBERG, J.; EK, A. R.; BURK, T. E.; TER-MIKAELIAN, M.; ÅGREN, G. I.; OLIVER, C. D.; PUTTONEN, P. Process-based models for forest ecosystem management: current state of the art and challenges for practical implementation. **Tree Physiology**, v. 20, n. 5-6, p. 289-298, 2000.
- MARTINS, F. B. **Modelagem de crescimento em nível de árvore individual para plantios comerciais de eucaliptos**. 143 f. Tese (Doutorado em Ciência Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.
- MARTINS, R. M.; LEITE, M. V. S.; CABACINHA, C. D.; ASSIS, A. L. de. Teste de identidade de modelos volumétricos para povoamentos de *Eucalyptus* sp. em sete municípios de Minas Gerais. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v. 11, n. 21, p. 1818-1833, 2015.
- MATTHEW, W. D. The evolution of horse: a record and its interpretation. **The Quarterly Review of Biology**, Chicago, v. 1, n. 2, p. 139-185, 1926.
- McDILL, M. E.; AMATEIS, R. L. Measuring forest site quality using the parameters of a dimensionally compatible height growth function. **Forest Science**, Bethesda, v. 38, n. 2, p. 409-429, 1992.
- MELO, L. C. de; BARRETO, P. A. B.; OLIVEIRA, F. G. R. B. de; NOVAES, A. B. de. Estimativas volumétricas em povoamento de *Pinus caribaea* var. *hondurensis* no sudoeste da Bahia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 33, n. 76, p. 379-386, 2013.
- MENDES, B. R.; CALEGARIO, N.; VOLPATO, C. E. S.; MELLO, A. A. de. Desenvolvimento de modelos de crescimento de árvores individuais fundamentado em equações diferenciais. **Cerne**, Lavras, v. 12, n. 3, p. 254-263, 2006.
- MENDONÇA, A. R. de; SILVA, G. F. da; OLIVEIRA, J. T. S.; NOGUEIRA, G. S.; ASSIS, A. L. de. Avaliação de funções de afilamento visando a otimização de fustes de *Eucalyptus* sp. para multiprodutos. **Cerne**, Lavras, v. 13, n. 1, p. 71-82, 2007.
- MIGUEL, E. P.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E. Modelos polinomiais para representar o perfil e o volume do fuste de *Eucalyptus urophylla* na região Norte do Estado de Goiás. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 2, p. 355-368, 2011.
- MIKICH, S. B.; LIEBSCH, D. Damage to forest plantations by tufted capuchins (*Sapajus nigritus*): Too many monkeys or not enough fruits? **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 314, n. 15, p. 9-16, 2014.
- MIKICH, S. B.; LIEBSCH, D. **O macaco-prego e os plantios de Pinus spp.** Colombo: Embrapa Florestas, 2009. 5 p. (Comunicado Técnico, n. 234)
- MIRANDA, R. O. V. de. **Modelagem de árvores individuais para povoamentos não desbastados de Pinus taeda L.** 168 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.
- MONSERUD, R. A. Simulation of forest tree mortality. **Forest Science**, Bethesda, v. 22, n. 4, p. 438-444, 1976.
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H. A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 80, n. 1-3, p. 57-80, 1996.
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H. Modeling individual tree mortality for Austrian forest species. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 113, n. 2-3, p. 109-123, 1999.
- MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analysis**. 4 ed. New York: John Wiley and Sons, 2006. 612 p.
- MOUSTAKAS, A.; EVANS, M. R. Effects of growth rate, size, and light availability on tree survival across life stages: a demographic analysis accounting for missing values and small sample sizes. **BMC Ecology**, London, v. 15, p. 6(15), 2015.
- MURPHY, P. A.; GRANEY, D. L. Individual-tree basal area growth, survival, and total height models for upland hardwoods in the Boston Mountains of Arkansas. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 22, n. 3, p. 184-192, 1998.
- MURTY, D.; McMURTRIE, R. E. The decline of forest productivity as stands age: a model-based method for analysing causes for the decline. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 134, n. 2-3, p. 185-205, 2000.

- MYERS, R. H. **Classical and modern regression with applications**. Boston: Duxbury Press, 1986. 359 p.
- NASCIMENTO, F. A. F. do; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MIRANDA, G. M.; ARCE, J. E. Sistema de crescimento e produção para povoamentos de *Pinus taeda* na região Norte de Santa Catarina. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 2, p. 235-242, 2015.
- NASCIMENTO, R. G. M.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; HIGUCHI, N. Modelo de projeção por classe diamétrica para florestas nativas: enfoque na função probabilística de Weibull. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 32, n. 70, p. 93-103, 2012.
- NEUNHAM, R. M. **The development of a stand model for Douglas fir**. 201 f. Tese (Doutorado em Filosofia do Departamento Florestal) – Universidade de British Columbia, Vancouver, 1964.
- NORBY, R. J.; DELUCIA, E. H.; GIELEN, B.; CALFAPIETRA, C.; GIARDINA, C. P.; KING, J. S.; LEDFORD, J.; MCCARTHY, H. R.; MOORE, D. J.; CEULEMANS, R.; ANGELIS, P. de; FINZI, A. C.; KARNOSKY, D. F.; KUBISKE, M. E.; LUKAC, M.; PREGITZER, K. S.; SCARASCIA-MUGNOZZA, G. E.; SCHLESINGER, W. H.; OREH, R. Forest response to elevated CO₂ is conserved across a broad range of productivity. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Washington, v. 102, n. 50, p. 18052-18056, 2005.
- NUNES, L. F. S. T. **Modelo para a predição de indicadores de gestão florestal sustentável em povoamentos de pinheiro bravo em Portugal**. 177 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal e dos Recursos Naturais) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 2011.
- NUNES, L.; PATRÍCIO, M.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Modeling dominant height growth of maritime pine in Portugal using GADA methodology with parameters depending on soil and climate variables. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 68, n. 2, p. 311-323, 2011.
- NUNES, L.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. Prediction of annual tree growth and survival for thinned and unthinned even-aged maritime pine stands in Portugal from data with different time measurement intervals. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 262, n. 8, p. 1491-1499, 2011.
- NYSTRÖM, K.; KEXI, M. Individual tree basal area growth models for young stands of Norway spruce in Sweden. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 97, n. 2, p. 173-185, 1997.
- ODUM, H. T. Primary production in flowing waters. **Limnology and Oceanography**, Waco, v. 1, n. 2, p. 102-117, 1956.
- OLIVEIRA, E. B. de. **Um sistema computadorizado de prognose do crescimento e produção de *Pinus taeda* L., com critérios quantitativos para a avaliação técnica e econômica de regimes de manejo**. 134 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1995.
- ORELLANA, E. **Sucessão florestal, regimes de manejo e competição avaliados por modelos de árvore individual em um fragmento de Floresta de Araucária**. 154 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.
- PACALA, S. W.; CANHAM, C. D.; SAPONARA, J.; SILANDER Jr., J. A.; KOBE, R. K.; RIBBENS, E. Forest models defined by field measurements: estimation, error analysis and dynamics. **Ecological Monographs**, Washington, v. 66, n. 1, p. 1-43, 1996.
- PALAHÍ, M.; GRAU, J. M. Preliminary site index model and individual-tree growth and mortality models for black pine (*Pinus nigra* Arn.) in Catalonia (Spain). **Forest Systems**, Madrid, v. 12, n. 1, p. 137-148, 2003.
- PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; KASIMIADIS, D.; POIRAZIDIS, K.; PAPAGEORGIOU, A. C. Modelling site quality and individual-tree growth in pure and mixed *Pinus brutia* stands in north-east Greece. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 65, n. 5, p. 501 (14), 2008.
- PALAHÍ, M.; PUKKALA, T.; MIINA, J.; MONTERO, G. Individual-tree growth and mortality models for scots pine (*Pinus sylvestris* L.) in north-east Spain. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 60, n. 1, p. 1-10, 2003.
- PALAHÍ, M.; TOMÉ, M.; PUKKALA, T.; TRASOBARES, A.; MONTERO, G. Site index model for *Pinus sylvestris* in north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 187, n. 1, p. 35-47, 2004.
- PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance: an example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 4, p. 670-679, 1993.
- PAULO, J. A.; TOMÉ, M. An individual tree growth model for juvenile cork oak stands in southern Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 17, n. 1, p. 27-38, 2009.
- PEDERSEN, B. S. The role of stress in the mortality of midwestern oaks as indicated by growth prior to death. **Ecology**, Hoboken, v. 79, n. 1, p. 79-93, 1998.
- PEET, R. K.; CHRISTENSEN, N. L. Competition and tree death: most trees die young in the struggle for the forest's scarce resources. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 586-595, 1987.
- PELISSARI, A. L.; LANSSANOVA, L. R.; DRESCHER, R. Modelos volumétricos para *Pinus* tropicais, em povoamento homogêneo, no Estado de Rondônia. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 31, n. 67, p. 173-181, 2011.
- PÉLLICO NETTO, S. Desenvolvimento de uma nova função volumétrica. **Acta Forestalia Brasiliensis**, Curitiba, v. 1, n. 1, p. 9-17, 1986.
- PÉLLICO NETTO, S. Estimativas volumétricas de árvores individuais: síntese teórica. **Floresta**, Curitiba, v. 11, n. 2, p. 63-73, 1980.
- PEROT, T.; GOREAUD, F.; GINISTY, C.; DHÔTE, J. A model bridging distance-dependent and distance-independent tree models to simulate the growth of mixed forests. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 67, n. 5, p. 502(11), 2010.
- PERRY, D. A. **Forest Ecosystems**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1994. 649 p.
- PRETZSCH, H.; BIBER, P. A re-evaluation of Reineke's rule and stand density index. **Forest Science**, Bethesda, v. 51, n. 4, p. 304-320, 2005.
- PRETZSCH, H. **Forest dynamics, growth and yield: from measurement to model**. London: Springer, 2010. 664 p.
- PRETZSCH, H. Species-specific allometric scaling under self-thinning: evidence from long-term plots in forest stands. **Oecologia**, Berlin, v. 146, n. 4, p. 572-583, 2006.
- PRETZSCH, H. Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.): evidence from long-term experimental plots. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 124, n. 3, p. 193-205, 2005.
- PRICE, R. A.; LISTON, A.; STRAUSS, S. H. Phylogeny and systematics of *Pinus*. In: RICHARDSON, D. M. **Ecology and Biogeography of *Pinus***. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. p. 49-68.
- PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura Forestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), 1997. 586 p.

PUKKALA, T.; LÄHDE, E.; LAIHO, O. Using optimization for fitting individual-tree growth models for uneven-aged stands. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 130, n. 5, p. 829-839, 2011.

QIU, S.; XU, M.; LI, R.; ZHENG, Y.; CLARK, D.; CUI, X.; LIU, L.; LAI, C.; ZHANG, W.; LIU, B. Climatic information improves statistical individual-tree mortality models for three key species of Sichuan province, China. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 72, n. 4, p. 443-455, 2015.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 36, n. 2, p. 183-199, 2006.

QUEIROZ, D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ARCE, J. E.; KOEHLER, H. S. Identidade de modelos em funções de afilamento para *Mimosa scabrella* Benth em povoamentos nativos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p. 339-349, 2008.

RALSTON, C. W. Evaluation of forest site productivity. **International Review of Forestry Research**, New York, v. 1, p. 171-201, 1964.

RAMMIG, A.; BEBI, P.; BUGMANN, H.; FAHSE, L. Adapting a growth equation to model tree regeneration in mountain forests. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 126, n. 1, p. 49-57, 2007.

REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

RENNIE, P. J. Methods of assessing site capacity. **The Commonwealth Forestry Review**, Shropshire, v. 42, n. 4, p. 306-317, 1963.

RETSLAFF, F. A. S.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; BERNETT, L. G.; FIGURA, M. A. Curvas de sítio e relações hipsométricas para *Eucalyptus grandis* na região dos Campos Gerais, Paraná. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 2, p. 219-225, 2015.

RICHARDS, F. J. A flexible growth function for empirical use. **Journal of Experimental Botany**, Oxford, v. 10, n. 29, p. 290-300, 1959.

RITCHIE, M. W.; HAMANN, J. D. Individual-tree height-, diameter- and crown-width increment equations for young Douglas-fir plantations. **New Forests**, Dordrecht, v. 35, n. 2, p. 173-186, 2008.

ROCHA, V. J. Macaco-prego, como controlar esta nova praga florestal? **Floresta**, Curitiba, v. 30, n. 1-2, p. 95-99, 2000.

RUFINI, A. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; MELLO, J. M. de. Equações volumétricas para o Cerrado *Sensu Stricto*, em Minas Gerais. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 1-11, 2010.

RYAN, M. G.; BINKLEY, D.; FOWNES, J. H. Age-related decline in forest productivity: pattern and process. **Advances in Ecological Research**, Waltham, v. 27, p. 213-262, 1997.

RYAN, M. G.; BINKLEY, D.; FOWNES, J. H.; GIARDINA, C. P.; SENOCK, R. S. An experimental test of the causes of forest growth decline with stand age. **Ecological Monographs**, Washington, v. 74, n. 3, p. 393-414, 2004.

RYAN, M. G.; YODER, B. J. Hydraulic limits to tree height and tree growth. **BioScience**, Oxford, v. 47, n. 4, p. 235-242, 1997.

RYAN, M. G.; WARING, R. H. Maintenance respiration and stand development in a subalpine lodgepole pine forest. **Ecology**, Hoboken, v. 73, n. 6, p. 2100-2108, 1992.

SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, M.; RÍO, M. del; CAÑELLAS, I.; MONTERO, G. Distance independent tree diameter growth model for cork oak stands. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 225, n. 1-3, p. 262-270, 2006.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; ROGRIGUES, A. L.; WATZLAWICK, L. F. **Inventários florestais: planejamento e execução**. 3 ed. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora, 2014. 406 p.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G.; KLEIN, J. E. M.; TOTTI, J. A.; BAZZO, J. L. Forma de tronco e sortimentos de madeira de *Eucalyptus grandis* Maiden para o estado do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p. 79-88, 1996.

SCHNEIDER, P. R.; FORTES, F. O.; SOUZA, L. H. S.; LÚCIO, A. D.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. S. P. Análise da mortalidade de *Acacia mearnsii* De Wild. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 15, n. 2, p. 137-143, 2005.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal**. Santa Maria: FACOS – UFSM, 2008. 566 p.

SCHÖNAU, A. P. G. Problems in using vegetation or soil classification in determining site quality. **South African Forestry Journal**, Pretoria, v. 141, n. 1, p. 13-18, 1987.

SCHÖNAU, A. P. G.; PURNELL, R. C. A different approach to site evaluation and some preliminary results. **South African Forestry Journal**, Pretoria, v. 141, n. 1, p. 19-25, 1987.

SCHRÖDER, J.; RÖHLE, H.; GEROLD, D.; MÜNDER, K. Modeling individual-tree growth in stands under forest conversion in East Germany. **European Journal of Forest Research**, Berlin, v. 126, n. 3, p. 459-472, 2007.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 393 p.

SCOLFORO, J. R. S. Curvas de índice de sítio para *Pinus caribaea* var. *hondurensis*. **IPEF**, Piracicaba, n. 45, p. 40-47, 1992.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de índice de sítio para plantações de *Pinus elliottii* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, Curitiba, v. 18, n. 1-2, p. 140-158, 1988a.

SCOLFORO, J. R. S.; MACHADO, S. A. Curvas de índice de sítio para plantações de *Pinus taeda* nos estados do Paraná e Santa Catarina. **Floresta**, Curitiba, v. 18, n. 1-2, p. 159-173, 1988b.

SELLE, G. L.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Classificação de sítios para *Pinus taeda* L., através da altura dominante, para a região de Cambará do Sul, RS, Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 77-95, 1994.

SERVIÇO FLORESTAL BRASILEIRO. **Florestas do Brasil em resumo – 2013: dados de 2007-2012**. Brasília: Serviço Florestal Brasileiro, 2013. 188 p.

SGHAIER, T.; TOMÉ, M.; TOMÉ, J.; SÁNCHEZ-GONZÁLEZ, M.; CAÑELLAS, I.; CALAMA, R. Distance-independent individual tree diameter-increment model for Thuya [*Tetraclinis articulata* (VAHL.) MAST.] stands in Tunisia. **Forest Systems**, Madrid, v. 22, n. 3, p. 433-441, 2013.

- SHARMA, M.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling the effect of density on the growth of loblolly pine trees. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v.26, n. 3, p. 124-133, 2002.
- SHIMIZU, J. Y. **Pinus na silvicultura brasileira**. Colombo: Embrapa Florestas, 2008. 223 p.
- SHUGART, H. H. Forest gap models. In: MUNN, T. **Encyclopedia of global environmental change**. Chichester: John Wiley and Sons, 2002. p. 316-323.
- SILVESTRE, R.; BONAZZA, M.; STANG, M.; LIMA, G. C. P.; KOEPEL, D. A.; MARCO, F. T. de; CIARNOSCHI, L. D.; SCARIOT, R.; MORES, D. F. Equações volumétricas em povoamentos de *Pinus taeda* L. no município de Lages – SC. **Nativa**, Sinop, v. 2, n. 1, p. 1-5, 2014.
- SIMS, A.; KIVISTE, A.; HORDO, M.; LAARMANN, D.; VON GADOW, K. Estimating tree survival: a study based on the Estonian forest research plots network. **Annales Botanici Fennici**, Helsinki, v. 46, n. 4, p. 336-352, 2009.
- SKOVSGAARD, J. P.; VANCLAY, J. K. Forest site productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. **Forestry**, Oxford, v. 81, n. 1, p. 13-31, 2008.
- SMITH, F. W.; LONG, J. N. Age-related decline in forest growth: an emergent property. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 144, n. 1-3, p. 175-181, 2001.
- SOARES, P. **Modelação do crescimento da árvore em eucaliptais em 1ª rotação localizados nas regiões Norte e Centro Litoral**. 369 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1999.
- SOARES, P.; TOMÉ, M. GLOBTREE: an individual tree growth model for *Eucalyptus globulus* in Portugal. In: AMARO, A.; REED, D.; SOARES, P. **Modelling Forest Systems**. Wallingford: CABI Publishing, 2003. p. 97-110.
- SOARES, P.; TOMÉ, M. Height-diameter equation for first rotation eucalypt plantations in Portugal. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 166, n. 1-3, p. 99-109, 2002.
- SOARES, T. S.; SCOLFORO, J. R. S.; FERREIRA, S. O.; MELLO, J. M. de. Uso de diferentes alternativas para viabilizar a relação hipsométrica no povoamento florestal. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 6, p. 845-854, 2004.
- SOUZA, C. A. M. de; CHASSOT, T.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; FLEIG, F. D. Modelos de afilamento para o sortimento do fuste de *Pinus taeda* L. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 38, n. 9, p. 2506-2511, 2008.
- SOUZA, C. A. M. de; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R.; SILVA, G. F. da; THOMAS, C. Eficiência de um modelo de afilamento ajustado sem e com estratificação por classe de quociente de forma para formação dos sortimentos de *Pinus taeda* L. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 22, n. 1, p. 125-135, 2012.
- SPIECKER, H. **Análise do crescimento florestal**: a concorrência e sua importância no desbaste. Curitiba: FUEP – Série Técnica n.8, 1981, 62 p.
- SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. **Growth trends in european forests**. Berlin: Springer-Verlag – European Forest Institute Research Report n. 5, 1996. 367 p.
- STAGE, A. R. **Prognosis model for stand development**. Ogden: USDA Forest Service, 1973. 40 p. (Research Paper INT - 137)
- STEPKA, T. F.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. A.; SAWCZUK, A. R. Modelagem do incremento em diâmetro da *Araucaria angustifolia* em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 3, p. 607-620, 2012.
- SUBEDI, N.; SHARMA, M. Individual-tree diameter growth models for black spruce and jack pine plantations in northern Ontario. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 261, n. 11, p. 2140-2148, 2011.
- TÉO, S. J.; BRESSAN, D. R.; COSTA, R. H. da. Uso de modelos estatísticos para classificação de sítios em povoamentos de *Pinus taeda* na região de Caçador – SC. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 1, p. 179-188, 2011.
- TÉO, S. J.; MACHADO, S. A.; SILVA, L. C. R. da; FIGURA, M. A. Índice de densidade do povoamento para bracatingais nativos da região metropolitana de Curitiba, PR. **Cerne**, Lavras, v. 14, n. 1, p. 54-61, 2008.
- TÉO, S. J.; MARCON, A.; EHLERS, T.; BIANCHI, J. C.; PELOSO, A.; NAVA, P. R.; COSTA, R. H. da. Modelos de afilamento para *Pinus elliottii* em diferentes idades, na região de Caçador, SC. **Floresta**, Curitiba, v. 43, n. 3, p. 439-452, 2013.
- THAPA, R.; BURKHART, H. E. Modeling stand-level mortality of loblolly pine (*Pinus taeda* L.) using stand, climate, and soil variables. **Forest Science**, Bethesda, v. 61, n. 5, p. 834-846, 2015.
- THOMAS, C.; ANDRADE, C. M.; SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. Comparação de equações volumétricas ajustadas com dados de cubagem e análise de tronco. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 16, n. 3, p. 319-327, 2006.
- TIMILSINA, N.; STAUDHAMMER, C. L. Individual tree mortality model for slash pine in Florida: a mixed modeling approach. **Southern Journal of Applied Forestry**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 211-219, 2012.
- TOMÉ, M.; BURKHART, H. E. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. **Forest Science**, Bethesda, v. 35, n. 3, p. 816-831, 1989.
- TOMÉ, M. M. B. B. T. **Modelação do crescimento da árvore individual em povoamentos de Eucalyptus globulus Labill. (1ª rotação) região Centro de Portugal**. 277 f. Tese (Doutorado em Engenharia Silvícola) – Instituto Superior de Agronomia, Lisboa, 1988.
- TOMÉ, M.; RIBEIRO, F.; FAIAS, S. Relação hipsométrica geral para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 15, n. 1, p. 41-55, 2007.
- TOMÉ, M.; TOMÉ, J.; RIBEIRO, F.; FAIAS, S. Equação de volume total, volume percentual e de perfil do tronco para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, Lisboa, v. 15, n. 1, p. 25-39, 2007.
- TOMÉ, J.; TOMÉ, M.; BARREIRO, S.; PAULO, J. A. Age-independent difference equations for modelling tree and stand growth. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 36, n. 7, p. 1621-1630, 2006.
- TRASOBARES, A.; PUKKALA, T. Using past growth to improve individual-tree diameter growth models for uneven-aged mixtures of *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. in Catalonia, north-east Spain. **Annals of Forest Science**, Les Ulis, v. 61, n. 5, p. 409-417, 2004.
- TRASOBARES, A.; TOMÉ, M.; MIINA, J. Growth and yield model for *Pinus halepensis* Mill. in Catalonia, north-east Spain. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 203, n. 1-3, p. 49-62, 2004.
- TROREY, L. G. A mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 8, n. 2, p. 121-132, 1932.

TSCHIEDER, E. F.; FERNÁNDEZ, M. E.; SCHLICHTER, T. M.; PINAZO, M. A.; CRECHI, E. H. Influence of growth dominance and individual tree growth efficiency on *Pinus taeda* stand growth. A contribution to the debate about why stands productivity declines. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 277, n. 1, p. 116-123, 2012.

USÓ-DOMENECH, J. L.; VILLACAMPA-ESTEVE, Y.; STÜBING-MARTINEZ, G.; KARJALAINEN, T.; RAMO, M. P. MARIOLA: a model for calculating the response of Mediterranean bush ecosystem to climatic variations. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 80, n. 2-3, p. 113-129, 1995.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**: applications to mixed tropical forests. Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

VON BERTALANFFY, L. A quantitative theory of organic growth (inquiries on growth laws. II). **Human Biology**, Detroit, v. 10, n. 2, p. 181-213, 1938.

VON GADOW, K.; HUI, G. **Modelling forest development**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1999. 213 p.

WALD, A. Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. **Transactions of the American Mathematical Society**, Providence, v. 54, n. 3, p. 426-482, 1943.

WARING, R. H. Characteristics of trees predisposed to die: stress causes distinctive changes in photosynthate allocation. **BioScience**, Oakland, v. 37, n. 8, p. 569-574, 1987.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of Applied Mechanics**, New York, v. 18, p. 293-297, 1951.

WEISKITTEL, A. R.; GARBER, S. M.; JOHNSON, G. P.; MAGUIRE, D. A.; MONSERUD, R. A. Annualized diameter and height growth equations for Pacific Northwest plantation-grown Douglas-fir, western hemlock, and red alder. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 250, n. 3, p. 266-278, 2007.

WEISKITTEL, A. R.; HANN, D. W.; KERSHAW Jr., J. A.; VANCLAY, J. K. **Forest growth and yield modeling**. Oxford: John Wiley and Sons, 2011. 415 p.

WESTFALL, J. A.; BURKHART, H. E.; ALLEN, H. L. Young stand growth modeling for intensively-managed loblolly pine plantations in southeastern U.S. **Forest Science**, Bethesda, v. 50, n. 6, p. 823-835, 2004.

WEST, P. W. Use of diameter increment and basal area increment in tree growth studies. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 10, n. 1, p. 71-77, 1980.

WHITTAKER, R. H.; WOODWELL, G. M. Surface area relations of woody plants and forest communities. **American Journal of Botany**, Saint Louis, v. 54, n. 8, p. 931-939, 1967.

WILSON, F. G. Control of growing stock in even-aged stands of conifers. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 49, n. 10, p. 692-695, 1951.

WOODALL, C. W.; MILES, P. D.; VISSAGE, J. S. Determining maximum stand density index in mixed species stands for strategic-scale stacking assessments. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 216, n. 1-3, p. 367-377, 2005.

WUNDER, J.; REINEKING, B.; MATTER, J. F.; BIGLER, C.; BUGMANN, H. Predicting tree death for *Fagus sylvatica* and *Abies alba* using permanent plot data. **Journal of Vegetation Science**, Uppsala, v. 18, n. 4, p. 525-534, 2007.

WYKOFF, W. R. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. **Forest Science**, Bethesda, v. 36, n. 4, p. 1077-1104, 1990.

WYKOFF, W. R.; MONSERUD, R. A. Representing site quality in increment models: a comparison of methods. In: EK, A. R.; SHIFLEY, S. R.; BURK, T. E. **Forest growth modelling and prediction**. Saint Paul: USDA Forest Service, 1988. p. 184-191.

YANG, Y.; HUANG, S.; MENG, S. X.; TRINCADO, G.; VANDERSCHAAF, C. L. A multilevel individual tree basal area increment model for aspen in boreal mixedwood stands. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 39, n. 11, p. 2203-2214, 2009.

YANG, Y.; TITUS, S. J.; HUANG, S. Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. **Ecological Modelling**, Amsterdam, v. 163, n. 3, p. 209-222, 2003.

YAO, X.; TITUS, S. J.; MACDONALD, S. E. A generalized logistic model of individual tree mortality of aspen, white spruce, and lodgepole pine in Alberta mixedwood forests. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 31, n. 2, p. 283-291, 2001.

YODA, K.; KIRA, T.; OGAWA, H.; HOZUMI, K. Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions. **Journal of Biology Osaka City University**, Osaka, v. 14, p. 107-129, 1963.

ZEIDE, B. Accuracy of equations describing diameter growth. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 19, n. 10, p. 1283-1286, 1989.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, Bethesda, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

ZEIDE, B. Analysis of the 3/2 power law of self-thinning. **Forest Science**, Bethesda, v. 33, n. 2, p. 517-537, 1987.

ZEIDE, B. Density and the growth of even-aged stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 48, n. 4, p. 743-754, 2002.

ZEIDE, B. How to measure stand density. **Trees**, Berlin, v. 19, n. 1, p. 1-14, 2005.

ZEIDE, B. Ranking of forest growth factors. **Environmental and Experimental Botany**, Oxford, v. 20, n. 4, p. 421-427, 1980.

ZEIDE, B. Thinning and growth: a full turnaround. **Journal of Forestry**, Bethesda, v. 99, n. 1, p. 20-25, 2001.

ZEIDE, B. Tolerance and self-tolerance of trees. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 13, n. 3-4, p. 149-166, 1985.

ZHANG, L.; PENG, C.; DANG, Q. Individual-tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. **The Forestry Chronicle**, Mattawa, v. 80, n. 3, p. 366-374, 2004.

ZHANG, S.; BURKHART, H. E.; AMATEIS, R. L. Modeling individual tree growth for juvenile loblolly pine plantations. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 89, n. 1-3, p. 157-172, 1996.

ZHAO, D.; BORDERS, B.; WILSON, M. Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 199, n. 2-3, p. 307-322, 2004.

ZHAO, L.; LI, C.; TANG, S. Individual-tree diameter growth model for fir plantations based on multi-level linear mixed effects models across southeast China. **Journal of Forest Research**, Tokyo, v. 18, n. 4, p. 305-315, 2013.

ZIMMERMANN, A. P. L.; COSTA, E. A.; SCHRÖDER, T.; FLEIG, F. D. Modelagem do incremento diamétrico de *Pinus taeda* em função de variáveis da copa e índices de competição. **Floresta**, Curitiba, v. 46, n. 1, p. 115-122, 2016.